BỘ TÀI CHÍNH
TRƯỜNG ĐẠI HỌC TÀI CHÍNH – MARKETING

---o0o---

PHAN THỊ HƯƠNG

TÁI CẤU TRÚC VÀ HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP PHI TÀI CHÍNH NIÊM YẾT TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM DƯỚI ĐIỀU KIỆN BẤT ĐỊNH NGÀNH

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Thành phố Hồ Chí Minh - Năm 2026

BỘ TÀI CHÍNH
TRƯỜNG ĐẠI HỌC TÀI CHÍNH – MARKETING
---o0o---

PHAN THỊ HƯƠNG

TÁI CẤU TRÚC VÀ HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP PHI TÀI CHÍNH NIÊM YẾT TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM DƯỚI ĐIỀU KIỆN BẤT ĐỊNH NGÀNH

Ngành: Tài chính – Ngân hàng
Mã số: 9340201

NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC

1. PGS. TS. PHẠM QUỐC VIỆT

2. TS. NGUYỄN THỊ HỒNG ÁNH

Thành phố Hồ Chí Minh - Năm 2026

LỜI CAM ĐOAN

Tôi xin cam đoan luận án với đề tài "*Tái cấu trúc và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại thị trường chứng khoán Việt Nam dưới điều kiện bất định ngành*" là công trình nghiên cứu khoa học do tôi thực hiện dưới sự hướng dẫn của người hướng dẫn khoa học.

Các số liệu, thông tin và kết quả nghiên cứu trình bày trong luận án được thu thập, xử lý và phân tích một cách trung thực, khách quan và có nguồn gốc rõ ràng. Những nội dung kế thừa từ các công trình nghiên cứu trước đều được trích dẫn và ghi nguồn đầy đủ theo quy định.

Tôi xin hoàn toàn chịu trách nhiệm trước pháp luật và cơ sở đào tạo về tính trung thực, tính chính xác và tính nguyên bản của luận án này.

Nghiên cứu sinh

Phan Thị Hương

LỜI CẢM ƠN

Lời đầu tiên, tôi xin bày tỏ lòng biết ơn sâu sắc và sự kính trọng chân thành tới PGS.TS.Phạm Quốc Việt và TS.Nguyễn Thị Hồng Ánh, những người hướng dẫn khoa học đã tận tình định hướng, góp ý chuyên môn, động viên và đồng hành cùng tôi trong suốt quá trình thực hiện luận án. Những chỉ dẫn nghiêm túc, sâu sắc về học thuật cùng sự tận tâm và trách nhiệm của Thầy/Cô đã giúp tôi từng bước hoàn thiện tư duy nghiên cứu, phương pháp tiếp cận và nội dung khoa học của luận án. Đây là sự hỗ trợ quý báu đối với quá trình hoàn thành công trình nghiên cứu này và là những bài học có ý nghĩa lâu dài đối với con đường học thuật và nghề nghiệp của tôi.

Tôi xin trân trọng cảm ơn Ban Giám hiệu Trường Đại học Tài chính – Marketing, Viện Đào tạo Sau Đại học và Viện Công nghệ Tài chính Ngân hàng đã tạo điều kiện thuận lợi cho tôi trong quá trình học tập, nghiên cứu và thực hiện luận án tại Trường.

Tôi xin chân thành cảm ơn Quý Thầy, Cô, các nhà khoa học, các đồng nghiệp và những người đã dành thời gian trao đổi, phản biện, góp ý và chia sẻ những kinh nghiệm quý báu, qua đó giúp tôi từng bước hoàn thiện kiến thức chuyên môn, phương pháp nghiên cứu và chất lượng của luận án.

Cuối cùng, tôi xin gửi lời cảm ơn sâu sắc tới gia đình và những người bạn đã luôn đồng hành, sẻ chia, động viên và là nguồn động lực tinh thần quan trọng để tôi kiên trì vượt qua những khó khăn trong suốt quá trình học tập và nghiên cứu.

Mặc dù đã nỗ lực để hoàn thành luận án, công trình khó tránh khỏi những hạn chế nhất định. Tôi kính mong tiếp tục nhận được những ý kiến đóng góp quý báu của Quý Thầy, Cô và các nhà khoa học để nghiên cứu được hoàn thiện hơn.

Nghiên cứu sinh

Phan Thị Hương

Mục lục

CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU NGHIÊN CỨU 1
1.1. Lý do thực hiện đề tài nghiên cứu 1
1.1.1. Bối cảnh lý thuyết 1
1.1.2. Bối cảnh thực tiễn 3
1.2. Mục tiêu nghiên cứu 5
1.2.1. Mục tiêu chung 5
1.2.2. Mục tiêu cụ thể 6
1.2.3. Câu hỏi nghiên cứu 6
1.3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu 7
1.3.1. Đối tượng nghiên cứu 7
1.3.2. Phạm vi nghiên cứu 7
1.4. Dữ liệu và Phương pháp nghiên cứu 11
1.4.1. Dữ liệu nghiên cứu 11
1.4.2. Phương pháp nghiên cứu 12
1.5. Đóng góp mới của luận án 13
1.5.1. Đóng góp về giá trị học thuật 13
1.5.2. Đóng góp về thực tiễn 14
1.6. Cấu trúc của luận án 14
CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU 16
2.1. Các khái niệm nghiên cứu chính 16
2.1.1. Tái cấu trúc doanh nghiệp 16
2.1.1.1. Động cơ tái cấu trúc 19
2.1.1.2. Phân loại các chiến lược tái cấu trúc 20
2.1.1.3. Tái cấu trúc theo hướng phòng vệ 25
2.1.1.4. Các chiến lược tái cấu trúc được nghiên cứu 27
2.1.2. Hiệu quả hoạt động doanh nghiệp 29
2.1.2.1. Khái niệm hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp 29
2.1.2.2. Đo lường hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp phi tài chính 30
2.1.2.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động 31
2.1.3. Bất định ngành 35
2.1.3.1. Khái niệm bất định 35
2.1.3.2. Khái niệm bất định ngành 37
2.1.3.3. Các phương pháp đo lường bất định 39
2.2. Cơ sở lý thuyết giải thích tác động của tái cấu trúc đến hiệu quả hoạt động. 43
2.2.1. Lý thuyết phục hồi doanh nghiệp 43

2.2.2. Lý thuyết cứng nhắc trước mối đe dọa 44
2.2.3. Lý thuyết dựa trên nguồn lực 45
2.3. Cơ sở lý thuyết về vai trò điều tiết của bất định ngành 46
2.3.1. Lý thuyết ngữ cảnh 46
2.3.2. Lý thuyết quyền chọn thực 47
2.3.3. Cơ chế điều tiết của bất định ngành trong hoạt động tái cấu trúc 48
2.3.4. Cơ chế điều tiết đối với tái cấu trúc tài sản 51
2.3.5. Cơ chế điều tiết đối với tái cấu trúc chi phí hoạt động 52
2.3.6. Cơ chế điều tiết đối với tái cấu trúc tài chính 53
2.3.7. Tóm lược cơ sở lý thuyết cho vai trò điều tiết của bất định ngành 54
2.4. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm 57
2.4.1. Tái cấu trúc tài sản và hiệu quả hoạt động 57
2.4.2. Cắt giảm chi phí và hiệu quả hoạt động 58
2.4.3. Tái cấu trúc tài chính và hiệu quả hoạt động 59
2.4.4. Các nghiên cứu về bất định và hiệu quả hoạt động trên thế giới 60
2.4.5. Các nghiên cứu về tái cấu trúc và hiệu quả hoạt động tại Việt Nam 62
2.4.6. Các nghiên cứu về bất định và hiệu quả hoạt động tại Việt Nam 63
2.5. Khoảng trống nghiên cứu và khung phân tích 64
CHƯƠNG 3: THIẾT KẾ NGHIÊN CỨU 68
3.1. Phương pháp tiếp cận 68
3.1.1. Quy trình nghiên cứu tổng quát 68
3.1.2. Quy trình xây dựng chỉ số bất định ngành 70
3.1.3. Phương pháp chọn cỡ mẫu nghiên cứu 73
3.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu 75
3.2.1. Tác động trực tiếp 75
3.2.2. Sự khác biệt theo trạng thái bất định ngành cao và thấp 78
3.2.3. Vai trò điều tiết của bất định ngành 79
3.3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu 82
3.3.1. Mô hình nghiên cứu 82
3.3.2. Đo lường biến phụ thuộc 83
3.3.3. Đo lường các biến độc lập 85
3.3.3.1. Đo lường CRA 85
3.3.3.2. Đo lường CRD 87
3.3.3.3. Đo lường CRC 89
3.3.4. Đo lường biến điều tiết 91
3.3.5. Đo lường biến kiểm soát 92

3.3.6. Bảng tổng hợp đo lường biến 95
3.3.7. Dữ liệu nghiên cứu 97
3.4. Phương pháp phân tích dữ liệu 100
3.4.1. Phương pháp thống kê mô tả và các kiểm định 100
3.4.2. Phương pháp xử lý nội sinh 101
3.4.3. Phương pháp hồi quy 103
3.4.4. Phương pháp phân tích tác động biên trong mô hình điều tiết 104
3.4.5. Phân tích độ nhạy và kiểm định tính vững 105
CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN 108
4.1. Thống kê mô tả mẫu dữ liệu nghiên cứu 108
4.1.1. Đặc điểm dữ liệu tái cấu trúc 108
4.1.2. Kết quả xây dựng và mô tả chỉ số bất định ngành 111
4.1.3. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu 113
4.1.4. Ma trận tương quan và kiểm định đa cộng tuyến 115
4.2. Các kiểm định 118
4.2.1. Kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu 118
4.2.2. Kiểm định phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo 119
4.2.3. Kiểm định nội sinh 120
4.3. Tác động trực tiếp của bất định ngành và các chiến lược tái cấu trúc 122
4.3.1. Tác động của chiến lược thu hẹp tài sản đến hiệu quả hoạt động 123
4.3.2. Tác động của chiến lược giảm nợ đến hiệu quả hoạt động 125
4.3.3. Tác động của chiến lược cắt giảm chi phí đến hiệu quả hoạt động 126
4.3.4. Tác động đồng thời của ba chiến lược tái cấu trúc 128
4.3.5. Tổng hợp kết quả kiểm định nhóm giả thuyết về tác động trực tiếp 131
4.4. Khác biệt trong tác động của tái cấu trúc giữa trạng thái bất định ngành cao và thấp 132
4.4.1. Kết quả hồi quy trong nhóm bất định ngành thấp 132
4.4.2. Kết quả hồi quy trong nhóm bất định ngành cao 135
4.4.3. Kết luận kiểm định giả thuyết về khác biệt theo trạng thái bất định 138
4.5. Vai trò điều tiết của bất định ngành 139
4.5.1. Vai trò điều tiết đối với chiến lược thu hẹp tài sản 140
4.5.2. Vai trò điều tiết đối với chiến lược điều chỉnh giảm nợ 143
4.5.3. Vai trò điều tiết đối với chiến lược cắt giảm chi phí 145
4.5.4. Vai trò điều tiết trong mô hình tổng hợp ba chiến lược 148
4.5.5. Nhận xét và so sánh vai trò điều tiết giữa các chiến lược tái cấu trúc 153

4.5.6. Phân tích hiệu ứng biên riêng lẻ từng kênh tái cấu trúc.....**155**
4.5.7. Phân tích hiệu ứng biên đối với kênh tổng hợp.....**160**
4.6. Kiểm định tính vững của kết quả nghiên cứu.....**165**
4.6.1. Kiểm định tính vững với mô hình I **165**
4.6.2. Kiểm định tính vững đối với mô hình II.....**169**
4.7. Phân tích độ nhạy theo ngành **172**
CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH.....**176**
5.1. Kết luận.....**176**
5.1.1. Về tác động trực tiếp của các chiến lược tái cấu trúc 176
5.1.2 Về bất định ngành và sự khác biệt theo trạng thái bất định 178
5.1.3 Về vai trò điều tiết của bất định ngành 179
5.1.4 Phát hiện mới và đóng góp của luận án.....180
5.2. Hàm ý chính sách **181**
5.2.1. Hàm ý đối với doanh nghiệp.....*181*
5.2.2. Hàm ý đối với nhà đầu tư và chủ nợ.....*182*
5.2.3. Hàm ý đối với cơ quan quản lý và thị trường chứng khoán.....*183*
5.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo **184**
Danh mục các công trình liên quan đến luận án của tác giả.....**185**
Tài liệu tham khảo.....**186**
Phụ lục 1: Ma trận tổng quan nghiên cứu về tái cấu trúc doanh nghiệp, hiệu quả hoạt động và vai trò của bất định.....**197**
Phụ lục 2: Các kết quả kiểm định **205**

DANH MỤC CHỮ VIẾT TẮT

TT	Viết tắt	Tiếng Việt	Tiếng Anh
1	CFO	Dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh	Cash Flow from Operations
2	CR	Tái cấu trúc doanh nghiệp	Corporate restructuring
3	CRA	Thu hẹp tài sản	Asset retrenchment
4	CRC	Cắt giảm chi phí	Cost retrenchment
5	CRD	Giảm nợ	Debt Retrenchment
6	COT	Lý thuyết ngữ cảnh	Contingency Theory
7	EBIT	Lợi nhuận trước thuế và lãi vay	Earnings Before Interest and Taxes
8	EBT	Lợi nhuận trước thuế	Earnings Before Taxes
9	HQHĐ	Hiệu quả hoạt động	Firm performance
10	PCA	Phân tích thành phần chính	Principal Component Analysis
11	ROA	Tỷ suất lợi nhuận trên tài sản	Return on Assets
12	ROE	Tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu	Return on Equity
13	ROS	Tỷ suất lợi nhuận trên doanh thu thuần	Return on Sales
14	RBV	Lý thuyết dựa trên nguồn lực	Resource-Based View
15	ROT	Lý thuyết quyền chọn thực	Real Options Theory
16	SGMM		System GMM
17	TCTD	Tổ chức tín dụng	
18	TTCK	Thị trường chứng khoán	
19	TTC	Lý thuyết phục hồi doanh nghiệp	Turnaround Theory Corporate
20	TRT	Lý thuyết cứng nhắc trước mối đe dọa	Threat-Rigidity Theory
21	UI	Bất định ngành	Industry uncertainty

DANH MỤC BẢNG

Bảng 2.1: Các khái niệm về tái cấu trúc từ góc nhìn học thuật 17
Bảng 2.2: Phân loại các chiến lược tái cấu trúc 23

Bảng 3.1:Bảng xác định ngưỡng số quan sát trong một ngành-năm của mẫu.....74
Bảng 3.2: Bảng đo lường biến nghiên cứu.....95
Bảng 3.3: Các ngành đạt ngưỡng chọn mẫu 98
Bảng 3.4: Mẫu dữ liệu nghiên cứu.....99

Bảng 4.1: Phân bố quan sát theo cường độ của các kênh tái cấu trúc doanh nghiệp 108
Bảng 4.2: Đặc điểm phân bố hoạt động tái cấu trúc của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam.....110
Bảng 4.3: Kết quả PCA của chỉ số bất định ngành 111
Bảng 4.4: Đặc điểm phân bố của chỉ số bất định ngành theo ngành 112
Bảng 4.5: Bảng thống kê mô tả.....113
Bảng 4.6: Bảng ma trận tương quan và đa cộng tuyến 117
Bảng 4.7: Kiểm định tính dừng.....118
Bảng 4.8: Kiểm định phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo.....119
Bảng 4.9: Kiểm định dấu hiệu nội sinh.....121
Bảng 4.10: Kết quả ước lượng SGMM về tác động trực tiếp của các chiến lược tái cấu trúc theo hướng phòng vệ và bất định ngành đến ROA 123
Bảng 4.11: Bảng tổng hợp mức độ ủng hộ các giả thuyết H_1-H_5 131
Bảng 4.12: Kết quả ước lượng SGMM trong trạng thái bất định ngành thấp 133
Bảng 4.13: Bảng kết quả hồi quy nhóm bất định ngành cao 135
Bảng 4.14: Bảng tổng hợp giả thuyết H_6 138
Bảng 4.15: Kết quả SGMM về vai trò điều tiết của bất định ngành đến ROA.....140
Bảng 4.16: Bảng tổng hợp mức độ ủng hộ các giả thuyết H_7-H_{10} 154
Bảng 4.17: Tác động cận biên tại các mức đại diện của UI_index.....155
Bảng 4.18: Ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên 156
Bảng 4.19: Tác động cận biên tại các mức đại diện của UI - mô hình tổng hợp....160
Bảng 4.20:Ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên - mô hình tổng hợp 161
Bảng 4.21: Kết quả kiểm định tính vững mô hình I 168
Bảng 4.22: Kết quả kiểm định tính vững mô hình II 171
Bảng 4.23: Phân tích độ nhạy của kết quả đối với thành phần ngành của mẫu (mô hình II).....174

DANH MỤC HÌNH

Hình 1.1: Cơ sở khung pháp lý liên quan đến các hoạt động tái cấu trúc.....10

Hình 2.1: Động cơ tái cấu trúc và tác động đến hiệu quả hoạt động 20
Hình 2.2: Cơ chế trung gian về tác động của bất định đến động cơ tái cấu trúc 48
Hình 2.3: Vai trò điều tiết của bất định đối với hiệu quả hoạt động 50
Hình 2.4: Khung phân tích 66

Hình 3.1: Quy trình nghiên cứu định lượng của luận án.....68

Hình 4.1: Phân bố mức độ tái cấu trúc theo các chiến lược phòng vệ.....109
Hình 4.2: Phân tích hiệu ứng biên theo từng kênh tái cấu trúc.....159
Hình 4.3: Phân tích hiệu ứng biên tổng hợp 3 kênh tái cấu trúc.....164

TÓM TẮT LUẬN ÁN

Luận án nghiên cứu tác động của tái cấu trúc đến hiệu quả hoạt động (HQHĐ) của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam trong điều kiện bất định ngành. Nghiên cứu xuất phát từ thực tế các bằng chứng trước đây về hiệu quả của tái cấu trúc còn thiếu nhất quán, trong khi nhiều nghiên cứu tiếp cận tái cấu trúc dưới dạng sự kiện hoặc biến giả và chưa phân biệt rõ tác động của từng chiến lược tái cấu trúc qua các kênh điều chỉnh nguồn lực. Đồng thời, bất định thường được đo lường ở cấp độ vĩ mô, nên vai trò của bất định ngành đối với hiệu quả của từng chiến lược tái cấu trúc vẫn chưa được làm rõ, đặc biệt trong bối cảnh thị trường mới nổi. Luận án tiếp cận tái cấu trúc theo cường độ điều chỉnh nguồn lực, gồm ba chiến lược tái cấu trúc phòng vệ: Tái cấu trúc tài sản qua kênh thu hẹp tài sản (CRA), Tái cấu trúc tài chính qua kênh giảm nợ (CRD) và Tái cấu trúc hoạt động qua kênh cắt giảm chi phí (CRC). Bất định ngành được xây dựng từ độ phân tán chéo của các cú sốc không dự báo được đối với doanh thu, dòng tiền từ hoạt động kinh doanh và lợi nhuận của các doanh nghiệp trong cùng ngành–năm, sau đó được tổng hợp bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA). Dữ liệu nghiên cứu là bảng không cân bằng gồm 484 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2010–2024, với 6.862 quan sát doanh nghiệp–năm thuộc 8 nhóm ngành. Phương pháp ước lượng chính là System GMM hai bước nhằm xử lý tính động của HQHĐ, dị biệt doanh nghiệp không quan sát được và khả năng nội sinh của các quyết định tái cấu trúc.

Kết quả cho thấy tác động của tái cấu trúc không đồng nhất giữa các kênh điều chỉnh nguồn lực. Tái cấu trúc tài sản nhìn chung làm giảm ROA. Đối với tái cấu trúc tài chính qua kênh giảm nợ chỉ tác động tích cực rõ nét khi được kết hợp với các kênh tái cấu trúc tài sản và chi phí trong mô hình tổng hợp. Tái cấu trúc hoạt động qua kênh cắt giảm chi phí có tác động tích cực đến ROA. Bất định ngành cũng cho thấy tác động tích cực đến ROA của doanh nghiệp. Nhìn chung, sự khác biệt về dấu, mức độ và ý nghĩa thống kê giữa các kênh thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí cho thấy hiệu quả của tái cấu trúc phụ thuộc vào từng hình thức điều chỉnh nguồn lực cụ thể. Một phát hiện khác của luận án là bất định ngành không điều tiết đồng nhất ba chiến lược tái cấu trúc. Trong mô hình tổng hợp có biến tương tác, bất định làm giảm bớt tác động bất lợi của thu hẹp tài sản, làm suy yếu lợi ích của giảm nợ nhưng khuếch đại nhẹ tác động tích cực của cắt giảm chi phí. Phân tích tác động cận biên tiếp tục cho thấy trong phần lớn miền dữ liệu quan sát, tác động bất lợi của CRA duy trì tại

các mức bất định đại diện. Lợi ích riêng phần của CRD giảm khi bất định tăng, trong khi tác động cận biên của CRC tăng nhẹ theo bất định. Các kiểm định độ vững với thước đo HQHĐ thay thế, biến tái cấu trúc dạng nhị phân và phân tích độ nhạy theo 8 ngành nhìn chung củng cố các kết luận chính.

Các điểm mới của luận án đó là:

Thứ nhất, luận án tiếp cận tái cấu trúc theo cường độ điều chỉnh liên tục thay vì chỉ nhận diện sự kiện tái cấu trúc như nhiều nghiên cứu trước đây. Việc đo lường riêng tái cấu trúc tài sản qua kênh thu hẹp tài sản, tái cấu trúc tài chính qua kênh điều chỉnh giảm nợ và tái cấu trúc hoạt động qua kênh cắt giảm chi phí theo mức độ điều chỉnh hàng năm giúp phản ánh đầy đủ hơn quá trình tái phân bổ nguồn lực và cho phép so sánh kết quả khi từng kênh được xem xét riêng và khi các kênh được kiểm soát đồng thời.

Thứ hai, luận án mở rộng phạm vi ứng dụng của cách đo lường bất định dựa trên độ phân tán chéo của các cú sốc không dự báo được sang cấp ngành của doanh nghiệp phi tài chính. Chỉ số bất định ngành được xây dựng từ các cú sốc doanh thu, dòng tiền hoạt động và lợi nhuận và tổng hợp bằng PCA. Chỉ số này phản ánh sát hơn trạng thái bất định gắn với môi trường hoạt động của từng ngành so với các chỉ số bất định vĩ mô.

Thứ ba, luận án làm rõ vai trò điều tiết của bất định ngành đối với mối quan hệ giữa tái cấu trúc và hiệu quả hoạt động. Kết quả cho thấy bất định không điều tiết ba kênh theo cùng một hướng. Bổ sung bằng chứng rằng hiệu quả của tái cấu trúc phụ thuộc vào cả loại nguồn lực được điều chỉnh và trạng thái bất định của môi trường ngành.

Thứ tư, luận án cung cấp bằng chứng về tính không đồng nhất giữa ba kênh tái cấu trúc phòng vệ. Tác động của thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí khác nhau giữa các kênh và có thể thay đổi khi các chiến lược được xem xét đồng thời. Phát hiện này cho thấy việc đánh giá riêng lẻ từng biện pháp chưa phản ánh đầy đủ cấu hình tái cấu trúc thực tế của doanh nghiệp.

Thứ năm, luận án bổ sung bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. Mở rộng nghiên cứu về tái cấu trúc và bất định sang bối cảnh một thị trường mới nổi. Kết quả cho thấy hiệu quả của các chiến lược tái cấu trúc không đồng nhất giữa các trạng thái bất định ngành, nhấn mạnh vai trò của điều kiện môi trường khi đánh giá hiệu quả tái cấu trúc.

Từ khóa: tái cấu trúc doanh nghiệp; hiệu quả hoạt động; bất định ngành; thu hẹp tài sản; giảm nợ; cắt giảm chi phí; System GMM.

ABSTRACT

This dissertation examines the effects of corporate restructuring on the performance of listed non-financial firms in Vietnam under industry uncertainty. The study is motivated by the inconclusive evidence on the performance consequences of corporate restructuring. Prior research has often treated restructuring as an event or a binary decision, providing limited insight into the heterogeneous effects of different resource-adjustment channels. Moreover, uncertainty has predominantly been measured at the macroeconomic level, leaving the role of industry-specific uncertainty in shaping restructuring effectiveness insufficiently understood, particularly in emerging markets. The dissertation conceptualizes defensive restructuring through three intensity-based strategies: asset retrenchment (CRA), debt retrenchment (CRD), and cost retrenchment (CRC). Industry uncertainty is constructed from the cross-sectional dispersion of unexpected shocks to sales, operating cash flows, and EBIT among firms within the same industry-year and is subsequently aggregated using principal component analysis (PCA). The study employs an unbalanced panel of 484 non-financial firms listed on the HOSE and HNX during 2010 - 2024, comprising 6,862 firm-year observations across eight industries. Two-step System GMM is used as the primary estimator to address performance dynamics, unobserved firm heterogeneity, and the potential endogeneity of restructuring decisions.

The results show that the impact of restructuring is not homogeneous across resource-adjustment channels. Asset retrenchment generally reduces firms' operating performance. Regarding debt reduction, the positive effect is clearly identified only when the restructuring channels are considered simultaneously in the combined model. Contrary to the initial expectation, operating cost reduction has a positive effect on operating performance. Industry uncertainty also exhibits a positive effect on firms' operating performance. Overall, the differences in sign, magnitude, and statistical significance across the channels of asset retrenchment, debt reduction, and cost reduction indicate that the effectiveness of restructuring depends on the specific form of resource adjustment.

Another finding of the study is that industry uncertainty does not uniformly moderate the three restructuring strategies. In the composite model incorporating interaction terms, uncertainty mitigates the adverse impact of asset retrenchment and diminishes the benefits of debt reduction, yet slightly amplifies the positive impact of cost cutting. Marginal effect analysis further reveals that, across the majority of the observed data range, the adverse impact of asset retrenchment persists at representative levels of uncertainty. The marginal benefit of debt reduction declines as uncertainty rises, whereas the marginal effect of cost cutting increases slightly with uncertainty. Robustness checks - employing alternative

performance measures, binary restructuring variables, and sector-specific sensitivity analyses - generally corroborate the main conclusions.

The novel contributions of the thesis are:

First, The dissertation approaches restructuring in terms of continuous adjustment intensity rather than merely identifying restructuring events, as in many previous studies. Measuring asset restructuring separately through asset retrenchment, financial restructuring through debt reduction, and operational restructuring through cost reduction based on the degree of annual adjustment provides a more comprehensive reflection of the resource reallocation process and allows comparison of the results when each channel is examined separately and when the channels are controlled for simultaneously.

Second, the dissertation extends the application of uncertainty measures - based on the cross-sectional dispersion of unpredictable shocks - to the industry level for non-financial firms. An industry uncertainty index is constructed from shocks to revenue, operating cash flow, and earnings, and is aggregated using Principal Component Analysis (PCA). This index reflects the uncertainty inherent in each industry's operating environment more accurately than macroeconomic uncertainty indices do.

Third, the dissertation clarifies the moderating role of industry uncertainty in the relationship between restructuring and firm performance. The results indicate that uncertainty does not moderate the three channels in the same direction, providing further evidence that the effectiveness of restructuring depends on both the type of resource being adjusted and the level of uncertainty in the industry environment.

Fourth, the dissertation provides evidence of heterogeneity among the three channels of defensive restructuring. The impacts of asset contraction, debt reduction, and cost-cutting differ across channels and may shift when these strategies are considered simultaneously. This finding suggests that evaluating measures in isolation fails to fully capture a firm's actual restructuring configuration.

Finally, the dissertation contributes empirical evidence from non-financial firms listed in Vietnam, thereby extending research on restructuring and uncertainty to the context of an emerging market. The results indicate that the effectiveness of restructuring strategies varies across different states of industry uncertainty, highlighting the role of environmental conditions when evaluating restructuring performance.

Keywords: corporate restructuring; firm performance; industry uncertainty; asset retrenchment; debt retrenchment; cost retrenchment; System GMM.

CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU NGHIÊN CỨU

1.1. Lý do thực hiện đề tài nghiên cứu

1.1.1. Bối cảnh lý thuyết

Tái cấu trúc doanh nghiệp (Corporate restructuring, CR) từ lâu được xem là công cụ chiến lược quan trọng để khắc phục suy giảm hiệu quả hoạt động (HQHĐ) và tạo giá trị cho các bên liên quan (Bowman & cộng sự, 1999; Vo & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, tác động của CR đến HQHĐ không phải lúc nào cũng đồng nhất. CR có thể cải thiện HQHĐ khi giúp doanh nghiệp tái phân bổ nguồn lực và khắc phục các hoạt động kém hiệu quả (Bowman & cộng sự, 1999; McGrath, 2025). Các hình thức CR khác nhau có thể tạo ra những hệ quả khác nhau đối với HQHĐ, và hiệu quả của chúng còn phụ thuộc vào đặc điểm doanh nghiệp cũng như điều kiện môi trường mà doanh nghiệp hoạt động (Bowman & cộng sự, 1999; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Điều này cho thấy tác động của CR đến HQHĐ có thể mang tính điều kiện. Về mặt lý thuyết, Singh (1993) là nghiên cứu nền tảng đầu tiên chỉ ra sự phân mảnh lý thuyết trong nghiên cứu tái cấu trúc. Theo lý thuyết chi phí đại diện, nhà quản lý có thể có động cơ mở rộng doanh nghiệp vượt quá quy mô tối ưu, qua đó làm phát sinh nhu cầu về các cơ chế kỷ luật và tái phân bổ nguồn lực (Jensen, 1986), nhưng kết quả dài hạn của các biện pháp này lại không đồng nhất khi thay đổi điều kiện quản trị, cơ chế thị trường và cách đo hiệu ứng (Lin & cộng sự, 2006; Shleifer & Vishny, 1997). Lý thuyết kinh tế nhấn mạnh rằng, bất định kinh tế vĩ mô và vi mô trong tương lai định hình các quyết định của doanh nghiệp (Fiori & Scoccianti, 2023). Các lập luận trong lý thuyết dựa trên nguồn lực (Bergh, 1998) và khuôn khổ quyền chọn thực cho thấy bất định làm thay đổi cách doanh nghiệp nhận diện, đánh giá và triển khai các quyết định CR (Campello & cộng sự, 2024). Khi mức độ bất định gia tăng, doanh nghiệp thường phải điều chỉnh chiến lược CR để thích ứng với những thay đổi của môi trường kinh doanh (Bergh, 1998). Bất định làm gia tăng giá trị của việc trì hoãn, khiến doanh nghiệp thận trọng hơn đối với các quyết định đầu tư, thoái vốn và M&A (Campello & cộng sự, 2024; Zhang & cộng sự, 2025). Vì vậy, bất định có thể làm thay đổi cách thức và thời điểm doanh nghiệp điều chỉnh

nguồn lực. Bất định kinh tế là một vấn đề tồn tại lâu đời trong kinh tế học, Bloom (2009) đã phát triển khuôn khổ phân tích cú sốc bất định và chỉ ra bất định gia tăng có thể làm doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và tuyển dụng, qua đó ảnh hưởng đến sản lượng và năng suất. Trên nền tảng đó, các nghiên cứu sau tiếp tục phát triển cách đo lường và mở rộng bằng chứng về tác động của bất định ở cấp vĩ mô và doanh nghiệp (Alfaro & cộng sự, 2024; Baker & cộng sự, 2016; Bloom, 2009; Zhang & cộng sự, 2025). Vì vậy, luận án xem xét liệu bất định có phải là một điều kiện bối cảnh góp phần giải thích sự không đồng nhất trong tác động của CR đến HQHĐ. Tuy nhiên, việc sử dụng các chỉ báo bất định ở cấp vĩ mô có thể chưa phản ánh đầy đủ sự khác biệt mà doanh nghiệp đối mặt khi các quyết định CR được thực hiện ở cấp vi mô (Zheng & Wen, 2023). Các chỉ báo bất định vĩ mô có thể chưa phản ánh đầy đủ dị biệt giữa doanh nghiệp trong các quyết định chiến lược cấp vi mô (Zhang & cộng sự, 2025). Bất định chính sách có thể làm gia tăng nhu cầu vốn lưu động và ràng buộc tài chính của doanh nghiệp (Chang & cộng sự, 2024), cho thấy sự cần thiết phải xem xét bất định ở cấp độ gần hơn với bối cảnh ra quyết định của doanh nghiệp. Bất định môi trường ngành là một điều kiện bối cảnh quan trọng đối với các quyết định chiến lược. Ahammad & cộng sự (2021) cho thấy hiệu quả của các dạng năng lực linh hoạt chiến lược thay đổi theo mức độ cạnh tranh và biến động của môi trường ngành. Vì vậy, bất định có thể làm thay đổi cách thức và thời điểm doanh nghiệp thực hiện các quyết định CR. Các nghiên cứu trước còn bỏ qua khung lý thuyết liên kết bất định vi mô ở cấp ngành với các loại hình thuần CR như tài sản, nợ và chi phí hoạt động.

Trong bối cảnh thị trường mới nổi, các quyết định CR có thể chịu ảnh hưởng của đặc điểm thể chế, quản trị và ràng buộc tài chính, qua đó làm thay đổi hiệu quả của các chiến lược CR so với các nền kinh tế phát triển hơn (Pandey & Ongpipattanakul, 2015). Đồng thời, bất định có thể làm thay đổi lựa chọn và thời điểm thực hiện các quyết định chiến lược của doanh nghiệp (Yu & cộng sự, 2021). Đối với Việt Nam, những khác biệt về ràng buộc tài chính và cạnh tranh thị trường cũng có thể ảnh hưởng đến hành vi chiến lược của doanh nghiệp (Nguyen & cộng sự, 2025; Vo & cộng sự, 2024). Bằng chứng về vai trò của bất định ngành trong mối quan

hệ giữa CR và HQHĐ còn hạn chế. Các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung vào mối quan hệ trực tiếp giữa các loại hình CR và hiệu quả tài chính, trong khi vai trò của bất định đặc biệt là bất định môi trường ngành vẫn chưa được xem xét đến (Su Dinh Thanh & cộng sự, 2016; Vo & cộng sự, 2024; Võ Thể Anh & cộng sự, 2024). Do đó, khoảng trống của nghiên cứu không chỉ nằm ở sự hạn chế của bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam, mà còn ở việc chưa làm rõ liệu bất định ngành có làm thay đổi tác động của từng kênh tái cấu trúc tài sản, nợ và chi phí đến HQHĐ theo những cách khác nhau hay không. Đồng thời, nghiên cứu xem xét liệu các dự báo cạnh tranh của lý thuyết nguồn lực và lý thuyết quyền chọn và một số lý thuyết liên quan có được phản ánh trong bối cảnh các doanh nghiệp niêm yết tại một thị trường mới nổi như Việt Nam hay không.

1.1.2. Bối cảnh thực tiễn

Bất định ngày càng được thừa nhận như một đặc trưng cốt lõi của môi trường kinh doanh hiện đại, nhất là trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu liên tục chịu tác động từ các cú sốc vĩ mô, biến động chính sách (Chen & Xu, 2025; Koroma & Bein, 2024), chuyển đổi số (Sun & cộng sự, 2025). Các nghiên cứu nền tảng cho thấy bất định gia tăng có tác động tiêu cực đến các quyết định đầu tư, tuyển dụng và mở rộng sản xuất của doanh nghiệp, qua đó làm suy giảm HQHĐ và tăng trưởng dài hạn (Alfaro & cộng sự, 2024; Baker & cộng sự, 2016; Bergh, 1998; Bloom, 2009). Bằng chứng đa quốc gia cho thấy bất định chính sách kinh tế EPU (Economic Policy Uncertainty) tác động mạnh đến hành vi doanh nghiệp, làm gia tăng chi phí vốn, hạn chế khả năng tiếp cận tài chính và buộc doanh nghiệp điều chỉnh chiến lược để duy trì thanh khoản (Chang & cộng sự, 2024). Ở cấp doanh nghiệp, bất định kéo dài và thay đổi tùy thuộc vào đặc điểm của các doanh nghiệp. Bất định toàn nền kinh tế, được xây dựng bằng cách tổng hợp bất định ở cấp độ doanh nghiệp (Fiori & Scoccianti, 2023). Khi bất định gia tăng do các cú sốc tiêu cực, doanh nghiệp có thể thu hẹp hoạt động và điều chỉnh việc sử dụng đầu vào. Del Prete & cộng sự (2023) cho thấy xung đột làm giảm doanh thu, gia tăng khả năng doanh nghiệp rút khỏi thị trường và gây gián đoạn nguồn đầu vào. Với các doanh nghiệp quốc tế hóa, tái cấu trúc danh mục có thể cải thiện

HQHĐ nhờ khả năng khai thác và tái phân bổ các nguồn lực bổ sung từ hoạt động quốc tế hóa (Forcadell & cộng sự, 2025). Trong trường hợp Indian Railways (Đường sắt Ấn độ), Dutta (2022) cho rằng tái cấu trúc tổ chức là cần thiết để khắc phục tình trạng lệch hướng chiến lược gắn với suy giảm thị phần, hiệu quả khai thác thấp (Fahdil & cộng sự, 2024).

Thực tiễn cho thấy, bất định có thể tạo ra những hệ quả khác nhau tùy đặc điểm doanh nghiệp. Bất định chính sách có thể làm gia tăng yêu cầu điều chỉnh vốn lưu động và ảnh hưởng đến khả năng sinh lời, trong khi bất định công nghệ có thể tạo lợi thế cho các doanh nghiệp trẻ và quy mô nhỏ nhờ khả năng khai thác cơ hội mới linh hoạt hơn (Chang & cộng sự, 2024; Drnevich & West, 2023). Bất định chính sách kinh tế có thể ảnh hưởng đến các quyết định tài chính và HQHĐ của doanh nghiệp, qua đó cho thấy sự cần thiết phải xem xét bất định khi phân tích các quyết định điều chỉnh cấu trúc tài chính (Apriansyah & cộng sự, 2025). Trong điều kiện khó khăn tài chính, doanh nghiệp có thể phải kết hợp nhiều biện pháp tái cấu trúc để phục hồi khả năng hoạt động (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Đồng thời, bất đồng thông tin ESG có thể làm thay đổi mối quan hệ giữa ESG và HQHĐ, với tác động khác nhau tùy chất lượng công bố và quản trị doanh nghiệp (Tabur & Bildik, 2025).

Bên cạnh đó, bằng chứng thực nghiệm về tác động của CR đến HQHĐ vẫn chưa thống nhất. Một số nghiên cứu cho thấy tác động của CR thay đổi theo điều kiện bối cảnh, chẳng hạn chuyển đổi số (Paterson & Walters, 2023; Vo & cộng sự, 2024; Widiyastuti & cộng sự, 2025), trong khi các nghiên cứu khác ghi nhận tác động tiêu cực hoặc không đáng kể (Kumaraswamy & cộng sự, 2019; Wajid & cộng sự, 2019), hiệu quả của CR còn có thể phụ thuộc chất lượng quản trị (Mansour & cộng sự, 2022), mức độ trì trệ phân bổ ở tập đoàn đa ngành (Lindlbauer & cộng sự, 2025), hay bối cảnh quản trị quốc gia (Omenihu & Nwafor, 2025; Perry & Shivdasani, 2005).

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Vo & cộng sự (2024) chỉ ra rằng, hiệu quả của doanh nghiệp đang bị ảnh hưởng tiêu cực bởi tái cấu trúc doanh nghiệp (tái cấu trúc tài chính, tái cấu trúc hoạt động). Tại Quốc hội (Khóa XV) đã chính thức thông qua Nghị quyết về Kế hoạch cơ cấu lại nền kinh tế giai đoạn 2021 -2025 với những mục

tiêu cụ thể đối với sự phát triển doanh nghiệp, cho thấy vai trò trung tâm của CR đối với phát triển doanh nghiệp. Tuy nhiên, kết quả thực tiễn rất phân hóa, chỉ khoảng 30% doanh nghiệp tái cấu trúc thành công, 70% thất bại hoặc thu hẹp quy mô và gần 82% phải cắt giảm nhân sự hoặc tạm ngừng hoạt động để tái cơ cấu, nhưng 18% còn lại thích ứng hiệu quả mà không cần sa thải nhân viên. "Một ví dụ điển hình trong kế hoạch tái cơ cấu 24 doanh nghiệp nhà nước giai đoạn 2022-2025, 19 đơn vị có lộ trình cổ phần hóa nhưng không thành công sau năm đầu thực hiện. Trong khối tư nhân, doanh nghiệp dù cố gắng tái cấu trúc nhưng vẫn phải rời thị trường ở mức cao (172.600 doanh nghiệp năm 2023, tăng 20,5%) trong điều kiện khó khăn" (VCCI, 2025). Điều này làm nổi bật sự không nhất quán trong tác động của CR đến HQHĐ của doanh nghiệp. Sự không đồng nhất trong tác động của CR đặt ra nhu cầu xem xét mối quan hệ CR và HQHĐ dưới các điều kiện môi trường khác nhau. Trong bối cảnh một nền kinh tế mới nổi đang trong quá trình cải cách, Việt Nam có thể chịu tác động rõ hơn từ các cú sốc bất định (Đặng Văn Dân, 2023). Thực tiễn cho thấy tỷ lệ thất bại trong tái cấu trúc còn lớn, nhiều doanh nghiệp phải thu hẹp quy mô hoặc rời thị trường, trong khi chỉ một số ít thích ứng thành công (VCCI, 2025). Điều này đặt ra nhu cầu định lượng tác động của các chiến lược CR đến HQHĐ trong điều kiện bất định môi trường ngành. Việt Nam là bối cảnh phù hợp để kiểm định chiều và mức độ tác động này. Từ khoảng trống nghiên cứu đó, luận án tập trung phân tích ba kênh CR chủ yếu gồm: (1) tái cấu trúc tài sản thông qua thu hẹp tài sản (CRA); (2) tái cấu trúc tài chính thông qua giảm nợ (CRD); và (3) tái cấu trúc hoạt động thông qua cắt giảm chi phí hoạt động (CRC).

1.2. Mục tiêu nghiên cứu

1.2.1. Mục tiêu chung

Mục tiêu chung của luận án là phân tích tác động của các chiến lược tái cấu trúc theo hướng phòng vệ, bao gồm thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí hoạt động, đến HQHĐ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. Đồng thời làm rõ sự khác biệt của các tác động này và vai trò điều tiết của bất định ngành. Trên cơ sở

kết quả nghiên cứu, luận án đề xuất các hàm ý quản trị và chính sách phù hợp với điều kiện bất định ngành tại Việt Nam.

1.2.2. Mục tiêu cụ thể

Để thực hiện mục tiêu chung, nghiên cứu đưa ra các mục tiêu cụ thể như sau:

(1) Phân tích tác động trực tiếp của chiến lược tái cấu trúc qua kênh thu hẹp tài sản, giảm nợ và kênh cắt giảm chi phí hoạt động, cũng như tác động đồng thời của ba chiến lược tái cấu trúc và bất định ngành đến HQHĐ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam.

(2) So sánh tác động của các chiến lược tái cấu trúc đến HQHĐ giữa các nhóm doanh nghiệp hoạt động trong trạng thái bất định ngành cao và thấp, qua đó nhận diện sự khác biệt của mối quan hệ này theo bối cảnh ngành.

(3) Kiểm định vai trò điều tiết của bất định ngành trong mối quan hệ giữa các chiến lược tái cấu trúc và HQHĐ thông qua các mô hình tương tác, nhằm xác định liệu bất định ngành làm khuếch đại, làm suy yếu hoặc đảo chiều tác động của tái cấu trúc.

(4) Rút ra các hàm ý quản trị và chính sách đối với việc lựa chọn, phối hợp và triển khai các chiến lược tái cấu trúc trong những điều kiện bất định ngành khác nhau.

1.2.3. Câu hỏi nghiên cứu

(1) Các chiến lược thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí hoạt động ảnh hưởng như thế nào đến HQHĐ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam khi được xem xét riêng lẻ và đồng thời? Bất định ngành có tác động trực tiếp như thế nào đến HQHĐ?

(2) Tác động của từng chiến lược tái cấu trúc đến HQHĐ có khác biệt giữa trạng thái bất định ngành cao và thấp hay không?

(3) Bất định ngành có điều tiết mối quan hệ giữa các chiến lược tái cấu trúc và HQHĐ hay không? Khi bất định ngành gia tăng, tác động cận biên của từng chiến lược thay đổi về chiều hướng và mức độ như thế nào?

(4) Những hàm ý quản trị nào có thể được rút ra từ kết quả nghiên cứu đối với việc lựa chọn và phối hợp các chiến lược tái cấu trúc trong các trạng thái bất định ngành khác nhau?

1.3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

1.3.1. Đối tượng nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu của luận án là tác động của các chiến lược tái cấu trúc doanh nghiệp đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của bất định ngành trong mối quan hệ này. CR được tiếp cận qua ba kênh gồm tái cấu trúc tài sản, tái cấu trúc tài chính và tái cấu trúc hoạt động. Cụ thể như sau:

- Là doanh nghiệp phi tài chính đang niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) tính đến năm 2024 được phân loại trong nhóm ngành cấp 2 của Fiin/ICB.
- Chiến lược CR: các chiến lược tái cấu trúc theo hướng thu hẹp/phòng vệ được nhận diện thông qua 3 kênh: (1) chiến lược tái cấu trúc tài sản thông qua thu hẹp tài sản; (2) Chiến lược tái cấu trúc tài chính theo hướng giảm đòn bẩy; (3) chiến lược tái cấu trúc hoạt động thông qua cắt giảm chi phí hoạt động quản lý (SGA, không bao gồm giá vốn hàng bán, chi phí tài chính, thuế thu nhập doanh nghiệp và các khoản bất thường ngoài hoạt động).
- Bất định ngành được đo lường bằng một chỉ số đại diện tổng hợp (proxy), được xây dựng từ mức độ phân tán của các cú sốc không dự báo được đối với doanh thu thuần, dòng tiền từ hoạt động kinh doanh và lợi nhuận của các doanh nghiệp trong cùng ngành-năm.

1.3.2. Phạm vi nghiên cứu

Phạm vi nghiên cứu trong nghiên cứu được luận án xác định theo không gian và thời gian. Để phù hợp với mục tiêu tìm hiểu tác động của các chiến lược CR đến HQHĐ của doanh nghiệp phi tài chính trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong bối cảnh bất định ngành. Trong luận án, tái cấu trúc doanh nghiệp được giới hạn ở nhóm chiến lược theo hướng phòng vệ (defensive restructuring strategies) bao gồm: thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí hoạt động (SGA).

Phạm vi nội dung:

CR là một khái niệm đa chiều, bao gồm các thay đổi về quản trị, vận hành, tài sản và tài chính. Trong phạm vi luận án, nghiên cứu tập trung vào ba chiến lược tái cấu trúc theo hướng phòng vệ có thể lượng hóa nhất quán từ dữ liệu tài chính doanh nghiệp. CR được chọn tiếp cận theo góc độ các chiến lược thu hẹp có thể quan sát và lượng hóa từ dữ liệu tài chính doanh nghiệp bằng proxy kế toán cho cường độ CR theo hướng phòng vệ, không phải thước đo trực tiếp toàn bộ loại hình CR. Các chiến lược CR theo hướng thu hẹp/phòng vệ được luận án nhận diện thông qua việc điều chỉnh giảm quy mô tài sản, giảm nợ vay và giảm chi phí hoạt động. Các chiến lược này phản ánh các quyết định điều chỉnh nguồn lực theo hướng phòng vệ nhằm phân bổ lại nguồn lực để thích ứng với biến động môi trường và cải thiện hiệu quả, phù hợp với hướng tiếp cận CR trong Lý thuyết phục hồi doanh nghiệp (Turnaround Theory, TTC) (Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Trên cơ sở đó, luận án tập trung vào ba kênh chiến lược phổ biến gồm: (i) tái cấu trúc tài sản thông qua thu hẹp quy mô tài sản (CRA); (ii) tái cấu trúc tài chính thông qua điều chỉnh giảm nợ (CRD); và (iii) tái cấu trúc hoạt động thông qua cắt giảm chi phí hoạt động (CRC). Trong phạm vi nội dung của luận án, các chiến lược tái cấu trúc phòng vệ được hiểu là các quyết định điều chỉnh nguồn lực nhằm giảm áp lực hoạt động, cải thiện khả năng thích ứng và duy trì HQHĐ doanh nghiệp dưới điều kiện bất định ngành. CRA phản ánh chiến lược tái cấu trúc tài sản theo hướng thu hẹp và điều chỉnh phân bổ nguồn lực, không bao gồm toàn bộ các hoạt động tái cấu trúc danh mục mang tính chiến lược như spin-off hay thoái vốn. CRD được tiếp cận như chiến lược tái cấu trúc tài chính theo hướng giảm đòn bẩy thông qua điều chỉnh cấu trúc nợ. CRC phản ánh chiến lược cắt giảm chi phí hoạt động tập trung vào chi phí bán hàng, quản lý doanh nghiệp (SGA) và không bao gồm giá vốn hàng bán và chi phí tài chính. Phạm vi này nhằm đảm bảo phản ánh đúng các quyết định điều chỉnh chi phí mang tính quản trị và kiểm soát hoạt động doanh nghiệp. Mặc dù nghiên cứu kế thừa hướng tiếp cận thu hẹp nguồn lực, nhưng phạm vi nghiên cứu không giới hạn ở các hành vi thu hẹp/cắt giảm truyền thống (như spin-off, M&A downsizing) mà mở rộng bao hàm tổng thể chiến lược điều chỉnh nguồn lực theo hướng phòng vệ, bao gồm cả điều chỉnh cấu

trúc tài chính và quản trị chi phí nhằm nâng cao khả năng thích ứng của doanh nghiệp dưới điều kiện bất định ngành. Luận án không hướng đến từng hình thức nhỏ lẻ trong hoạt động CR, mà tập trung vào các chiến lược phòng vệ tổng thể phù hợp để doanh nghiệp thích ứng dưới điều kiện môi trường bất định ngành. Các loại CR có khả năng đo lường định lượng một cách nhất quán từ dữ liệu kế toán. Do đó, các hình thức CR mang tính khó lượng hóa theo cường độ trực tiếp như tái cấu trúc quản trị, thay đổi lãnh đạo, tái định vị chiến lược, đổi mới mô hình kinh doanh hay các hoạt động M&A, thoái vốn, Spin-off, không thuộc phạm vi nghiên cứu. Luận án giới hạn phạm vi này nhằm đảm bảo tính nhất quán giữa khung lý thuyết, phương pháp đo lường và mô hình thực nghiệm, đồng thời cho phép đánh giá rõ hơn tác động của từng chiến lược CR theo hướng phòng vệ đến HQHĐ của doanh nghiệp dưới điều kiện bất định ngành.

Phạm vi nghiên cứu theo thời gian:

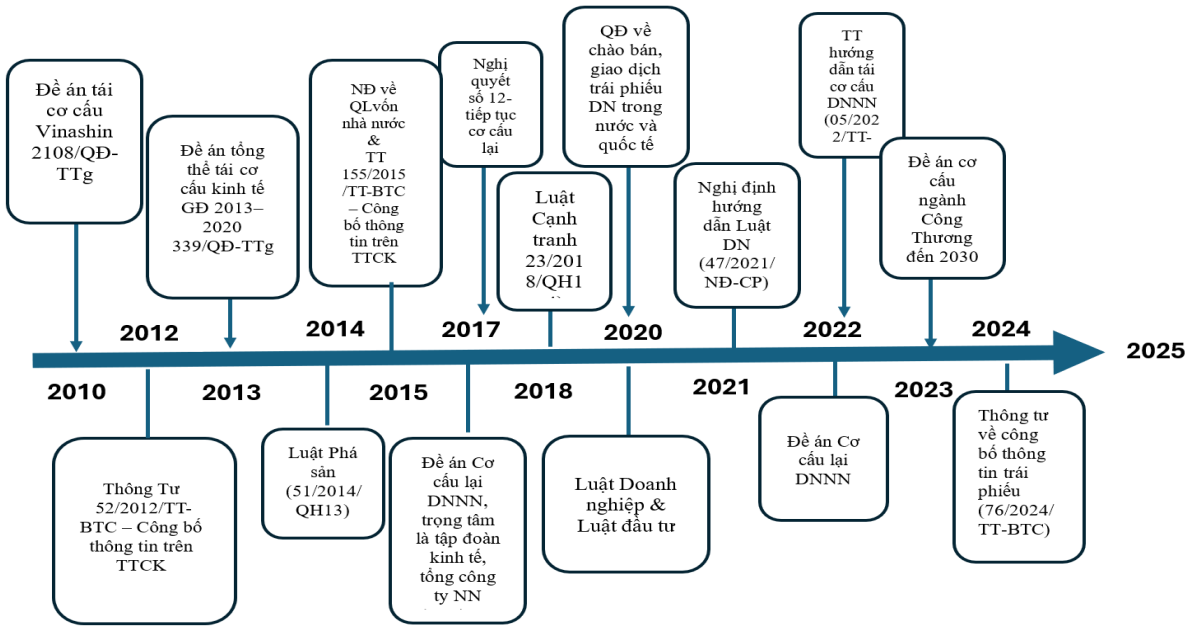
Luận án lựa chọn phạm vi thời gian từ 2010 đến 2024 dựa trên những cơ sở thực tiễn và học thuật như sau:

Thứ nhất, nghiên cứu lựa chọn giai đoạn 2010-2024 nhằm tập trung vào thời kỳ sau khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008-2009, khi doanh nghiệp Việt Nam bước vào giai đoạn tái cơ cấu mạnh hơn dưới áp lực hội nhập và biến động kinh tế. Việc giới hạn mẫu từ năm 2010 giúp giảm ảnh hưởng của các cú sốc bất thường trong giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu. Ngoài ra, biến bất định ngành được tính toán trên cơ sở dữ liệu doanh nghiệp trong cùng ngành. Việc mở rộng mẫu về trước năm 2010 làm giảm số lượng doanh nghiệp niêm yết trong nhiều ngành và có thể giảm mức độ bao phủ của mẫu.

Thứ hai, giai đoạn 2010-2024 là thời kỳ nền kinh tế Việt Nam liên tục đối mặt với nhiều cú sốc vĩ mô phản ánh rõ nét bất định chồng lấn (VD: kéo dài của khủng hoảng tài chính toàn cầu, biến động lãi suất, Đại dịch COVID-19, gia tăng rủi ro địa-chính trị và bất ổn thương mại quốc tế). Các nghiên cứu quốc tế (Bloom & cộng sự, 2018; Campello & cộng sự, 2024) cho thấy bất định kinh tế và bất định ngành tác động mạnh đến quyết định đầu tư, phân bổ vốn và HQHĐ doanh nghiệp. Đặc biệt, Campello & cộng sự (2024) nhấn mạnh vai trò điều tiết của bối cảnh ngành (như tính

thanh khoản thị trường) trong việc khuếch đại tác động này. Vì vậy, cung cấp cơ sở cho luận án kiểm định vai trò điều tiết của yếu tố bối cảnh môi trường ở cấp ngành. Những cú sốc này có thể tạo ra sự biến thiên đáng kể về mức độ bất định theo thời gian và theo ngành, từ đó cung cấp điều kiện thực nghiệm phù hợp để kiểm định vai trò điều tiết của bất định cấp ngành.

Thứ ba, đây là thời gian diễn ra nhiều cải cách quan trọng tại Việt Nam. Từ năm 2010, Chính phủ đã ban hành nhiều văn bản liên quan đến TTCK, hoạt động tái cấu trúc/tái cơ cấu doanh nghiệp…, nhằm minh bạch thị trường vốn và nâng cao năng lực cạnh tranh. Các doanh nghiệp niêm yết trong giai đoạn này chịu áp lực tái cơ cấu tài chính, tài sản và chi phí hoạt động để thích ứng với yêu cầu hội nhập. Qua đó giúp luận án đánh giá tính phụ thuộc bối cảnh môi trường ngành của các chiến lược CR. Cụ thể các biến động về thể chế pháp lý được tóm lược theo sơ đồ sau:



Hình 1.1: Cơ sở khung pháp lý liên quan đến các hoạt động tái cấu trúc

Là một nền kinh tế mới nổi, Việt Nam theo đuổi nhiều cải cách chính sách kinh tế, sự can thiệp và hành động của chính phủ đóng một vai trò quan trọng trong thị trường chứng khoán. Điều này có thể ảnh hưởng đến thu nhập của một số doanh nghiệp. Các sự kiện kinh tế đóng vai trò quan trọng trong dự báo thu nhập và hiệu quả quản lý. Bất định có thể đóng một vai trò quan trọng trong quản lý rủi ro của doanh nghiệp

(Đặng Văn Dân, 2023). Tuy nhiên, hiện nay phần lớn các nghiên cứu vẫn bỏ qua yếu tố ngữ cảnh môi trường như bất định môi trường ngành khi nghiên cứu về CR và HQHĐ của doanh nghiệp. Tổng thể, chuỗi chính sách từ 2010-2024 phản ánh sự hình thành và phát triển rõ rệt của thể chế về CR tại Việt Nam. Từ phản ứng khủng hoảng đến tích hợp vào chiến lược phát triển quốc gia, CR hiện nay không chỉ là một hiện tượng thực tiễn có ảnh hưởng lớn, mà còn là một cấu phần quan trọng trong hoạch định chính sách và quản trị doanh nghiệp. Việc nghiên cứu CR trong bối cảnh hiện tại là hoàn toàn cần thiết và phù hợp với yêu cầu phát triển kinh tế thị trường hiện đại. Đây cũng là cơ sở lựa chọn phạm vi nghiên cứu của luận án.

Phạm vi nghiên cứu theo không gian:

Luận án được thực hiện trong phạm vi các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên hai Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX). Lý do lựa chọn bao gồm:

(1) Các doanh nghiệp niêm yết chịu yêu cầu công bố thông tin và kiểm toán, nhờ đó dữ liệu tài chính có mức độ chuẩn hóa và khả năng tiếp cận cao hơn so với doanh nghiệp chưa niêm yết.

(2) Các doanh nghiệp này chịu sự giám sát chặt chẽ từ cơ quan quản lý nhà nước, từ đó phản ánh tốt hơn các chính sách tái cấu trúc cũng như tác động của môi trường bất định ngành lên HQHĐ.

(3) Kết quả có khả năng khái quát đối với nhóm doanh nghiệp phi tài chính niêm yết đáp ứng tiêu chuẩn chọn mẫu.

Từ những phân tích trên cho thấy, phạm vi nghiên cứu của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trong giai đoạn 2010-2024 là phù hợp để kiểm định tác động của các chiến lược CR dưới điều kiện bất định ngành tại thị trường chứng khoán Việt Nam.

1.4. Dữ liệu và Phương pháp nghiên cứu

1.4.1. Dữ liệu nghiên cứu

- ***Tổng quan chung về dữ liệu***

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ báo cáo tài chính năm có kiểm toán của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam

tính đến hết năm 2024. Nguồn dữ liệu chính được tổng hợp từ FiinPro, cung cấp thông tin tài chính đầy đủ, minh bạch. FiinPro là nền tảng chuyên nghiệp, có khả năng tổng hợp, chuẩn hóa và cập nhật dữ liệu báo cáo tài chính của doanh nghiệp một cách liên tục, đảm bảo cho nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu lớn, đại diện và có khả năng phân tích các biến động tài chính, cấu trúc lại vốn, tài sản của doanh nghiệp. Việc chọn sử dụng dữ liệu từ nguồn này giúp nâng cao độ tin cậy của luận án.

Để sử dụng phương pháp định lượng, dữ liệu bảng là lựa chọn hợp lý để luận án kiểm định các mục tiêu nghiên cứu đã đặt ra. Dữ liệu bảng từ 2010-2024 giúp luận án đo lường được cường độ liên tục của các dạng CR thuần tài chính. Khác với dữ liệu khảo sát cắt ngang thông thường, dữ liệu bảng cho phép kiểm soát được dị biệt của từng doanh nghiệp theo thời gian. Dữ liệu bảng cho phép nhận diện các điều chỉnh tài sản, nợ và chi phí ngầm không nhất thiết gắn với một sự kiện CR được công bố. Dữ liệu bảng cũng cho phép quan sát sự thay đổi theo thời gian của từng doanh nghiệp, phù hợp để phân tích vai trò điều tiết của yếu tố bối cảnh bất định ngành.

- ***Tiêu chí phân ngành ở cấp độ doanh nghiệp***

Doanh nghiệp trong mẫu được phân loại theo hệ thống phân ngành do FiinGroup cung cấp. Ở cấp độ công ty, FiinGroup ưu tiên tiêu chí tỷ trọng doanh thu như sau: hoạt động nào chiếm trên 50% doanh thu được xác định là ngành kinh doanh chính. Trường hợp không có hoạt động nào vượt 50% doanh thu, việc phân ngành được xem xét dựa trên vị thế tương đối của doanh nghiệp trong các lĩnh vực hoạt động. Khi có thay đổi đáng kể trong cấu trúc hoạt động, chẳng hạn do sáp nhập hoặc chia tách, FiinGroup thực hiện đánh giá lại phân loại ngành dựa trên dữ liệu tài chính chính thức do doanh nghiệp công bố. Luận án kế thừa mã phân ngành cấp 2 của FiinPro để xác định ngành của từng doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu (FiinPro X, 2024).

1.4.2. Phương pháp nghiên cứu

Luận án sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng. Bảng ma trận tổng quan tài liệu được sử dụng để xây dựng cơ sở lý thuyết, xác định khoảng trống, phát triển giả thuyết và lựa chọn mô hình thực nghiệm (xem phụ lục 1). Trên cơ sở đó, luận án

xây dựng khung lý thuyết, xác định khoảng trống nghiên cứu và phát triển các giả thuyết nghiên cứu phù hợp với bối cảnh doanh nghiệp phi tài chính tại Việt Nam.

Tiếp theo, nghiên cứu định lượng được thực hiện thông qua dữ liệu bảng của các doanh nghiệp niêm yết thu thập từ cơ sở dữ liệu của Fiinpro. Quy trình phân tích bắt đầu từ việc thu thập và xử lý dữ liệu, lựa chọn biến đo lường và mô hình phù hợp với các lý thuyết kinh tế. Mô hình SGMM được lựa chọn để giải quyết đồng thời vấn đề nội sinh, tính động của HQHĐ và sai lệch do biến bị bỏ sót. Độ tin cậy của mô hình được kiểm định thông qua các kiểm định tiêu chuẩn như tự tương quan bậc 1 và bậc 2 (AR(1), AR(2)) và kiểm định Hansen về tính hợp lệ của biến công cụ. Phương pháp này cho phép đánh giá độ tin cậy của các kết quả hồi quy.

1.5. Đóng góp mới của luận án

1.5.1. Đóng góp về giá trị học thuật

Thứ nhất, luận án tiếp cận CR theo cường độ điều chỉnh liên tục thay vì chỉ dựa trên biến sự kiện như các nghiên cứu trước. Cụ thể, thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí được đo lường theo mức độ điều chỉnh hàng năm. Cách tiếp cận này giúp bảo toàn thông tin về cường độ và tiến trình tái cấu trúc, qua đó phản ánh đầy đủ hơn mức độ điều chỉnh nguồn lực của doanh nghiệp.

Thứ hai, luận án mở rộng phạm vi ứng dụng của cách tiếp cận đo lường bất định thông qua việc xây dựng chỉ số bất định ngành từ độ phân tán chéo của các cú sốc không dự báo được đối với doanh thu, dòng tiền từ hoạt động kinh doanh và lợi nhuận của các doanh nghiệp trong cùng ngành–năm, sau đó tổng hợp bằng PCA. So với các chỉ số bất định vĩ mô, cách tiếp cận này cho phép phản ánh rõ hơn mức độ bất định gắn với môi trường hoạt động của từng ngành.

Thứ ba, đóng góp cốt lõi của luận án là đưa bất định ngành vào vai trò biến điều tiết trong mối quan hệ giữa CR và HQHĐ. Qua đó, không chỉ xem xét tác động trực tiếp mà còn làm rõ mức độ tác động của từng kênh CR thay đổi như thế nào khi mức bất định ngành thay đổi. Cách tiếp cận này cung cấp một cách lý giải bổ sung vào các kết quả thực nghiệm trước đây về hiệu quả của tái cấu trúc còn chưa nhất quán, nhất là dòng nghiên cứu về chiến lược tái cấu trúc theo hướng phòng vệ.

Thứ tư, luận án làm rõ tính không đồng nhất giữa ba kênh CR theo hướng phòng vệ gồm: thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí. Việc phân tách và so sánh từng kênh cho phép nhận diện rõ hơn chiều hướng và mức độ tác động của từng loại điều chỉnh nguồn lực, đồng thời đánh giá sự thay đổi của các tác động này khi ba kênh được xem xét cùng nhau.

Thứ năm, luận án bổ sung bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam, qua đó mở rộng hiểu biết về mối quan hệ giữa tái cấu trúc, bất định ngành và HQHĐ trong bối cảnh một thị trường mới nổi. Kết quả sẽ cung cấp cơ sở để đánh giá vai trò của môi trường ngành, bổ sung thêm một điều kiện bối cảnh quan trọng khi đánh giá hiệu quả của các chiến lược CR.

1.5.2. Đóng góp về thực tiễn

Thứ nhất, cung cấp bằng chứng định lượng giúp nhà quản trị nhận diện vấn đề tác động của CR không đồng nhất giữa các kênh điều chỉnh nguồn lực và có thể thay đổi theo mức độ bất định ngành. Điều này hỗ trợ doanh nghiệp lựa chọn chiến lược CR phù hợp hơn thay vì áp dụng đồng loạt các biện pháp thu hẹp.

Thứ hai, kết quả nghiên cứu cung cấp cơ sở cho doanh nghiệp trong việc điều chỉnh tài sản, cấu trúc nợ và chi phí hoạt động trong điều kiện bất định môi trường ngành, qua đó hỗ trợ quản trị nguồn lực, thanh khoản và khả năng phục hồi.

Thứ ba, luận án cung cấp hàm ý cho nhà đầu tư, chủ nợ và cơ quan quản lý trong việc đánh giá các quyết định tái cấu trúc không chỉ dựa trên quy mô điều chỉnh mà còn cần xem xét loại nguồn lực được điều chỉnh và trạng thái bất định của ngành.

1.6. Cấu trúc của luận án

Luận án gồm 5 chương: Chương 1: Giới thiệu nghiên cứu; Chương 2: Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu; Chương 3: Thiết kế nghiên cứu; Chương 4: Kết quả nghiên cứu và thảo luận; Chương 5: Kết luận và hàm ý chính sách

Tóm tắt chương 1

Chương 1 trình bày bối cảnh hình thành nghiên cứu của luận án, làm rõ lý do tại sao CR và HQHĐ trở thành một chủ đề nghiên cứu cấp thiết đối với doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. Trong giai đoạn 2010-2024, thị trường chứng khoán Việt Nam trải qua nhiều biến động lớn gồm quá trình tái cơ cấu nền kinh tế sau khủng hoảng tài chính toàn cầu, chương trình tái cơ cấu doanh nghiệp nhà nước và sự xuất hiện các cú sốc bất định như COVID-19, biến động giá hàng hóa, cạnh tranh ngành gia tăng mạnh cùng yêu cầu nâng hạng thị trường. Những thay đổi này buộc doanh nghiệp phải lựa chọn nhiều chiến lược CR nhằm phục hồi HQHĐ, cải thiện sức chống chịu và duy trì lợi thế cạnh tranh. Trong điều kiện Việt Nam, mức độ phát triển thể chế chưa đồng đều, vai trò của bối cảnh càng trở nên quan trọng. Nhưng hiện nay có rất ít nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của các chiến lược CR dưới điều kiện bất định ngành.

CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

2.1. Các khái niệm nghiên cứu chính

2.1.1. Tái cấu trúc doanh nghiệp

Khái niệm tái cấu trúc doanh nghiệp đã hình thành và phát triển như một khung lý thuyết đa chiều, gắn với các thành tố như: tài sản, cấu trúc vốn và cấu trúc tổ chức, đồng thời ngày càng gắn chặt hơn với bối cảnh số hóa và thị trường mới nổi (Chinh & cộng sự, 2025; Singh, 1993; Widiyastuti & cộng sự, 2025). Ở giai đoạn đầu, nghiên cứu về CR tập trung chủ yếu vào các thay đổi hữu hình trong cấu trúc tài sản, vốn và tổ chức. Bowman & Singh (1993) đưa ra một trong những định nghĩa có ảnh hưởng đầu tiên, mô tả CR là những thay đổi quan trọng và nhanh chóng trong tài sản, cấu trúc vốn hoặc hoạt động tổ chức của doanh nghiệp. Hoskisson & Turk (1990) cho rằng CR là một chiến lược lớn nhằm phục hồi giá trị doanh nghiệp đã bị suy giảm do đa dạng hóa quá mức. Gilson (1990) tập trung vào khía cạnh tài chính với khái niệm tái cấu trúc nợ, tác giả xem đây là sự hoán đổi hợp đồng nợ hiện tại thành một dạng cam kết mới có thể bao gồm giảm lãi, kéo dài thời hạn hoặc hoán đổi nợ thành vốn chủ sở hữu. Đó cũng là một giải pháp giúp khôi phục thanh khoản và khả năng hoạt động của doanh nghiệp gặp khó khăn. Tương tự, Cascio (2002) cũng coi tái cấu trúc nợ là một phần quan trọng của tái cấu trúc tài chính, đặc biệt trong các bối cảnh thiếu hụt dòng tiền. Đến đầu thế kỷ XXI, định nghĩa về CR ngày càng bao quát hơn, không chỉ bao gồm yếu tố tài sản, vốn, hay tổ chức mà còn nhấn mạnh đến cấu trúc sở hữu và năng lực vận hành. Norley & cộng sự (2001) nhìn nhận CR là hành động tổ chức lại các cấu trúc pháp lý, sở hữu, hoạt động hoặc các cấu trúc khác nhằm nâng cao khả năng thích nghi và HQHĐ. Sudarsanam & Lai (2001) bổ sung góc nhìn từ hoạt động, định nghĩa CR như những sáng kiến giúp doanh nghiệp ổn định hoạt động và quay trở lại lợi nhuận, chủ yếu thông qua kiểm soát chi phí - với hiệu quả có thể đến trong ngắn hạn nhưng thường nhắm đến cải thiện dòng tiền trung và dài hạn. Từ góc nhìn chiến lược, Bowman & cộng sự (1999) cho rằng tái cấu trúc tổ chức bao gồm ba phương diện chính: tái cấu trúc danh mục đầu tư, tái cấu trúc tài chính và tái cấu trúc tổ chức. Điều này phản ánh sự chuyển đổi từ việc xem CR như hành động cứu vãn

sang như một công cụ tái định hình tài chính nhằm tăng cường hiệu quả và lợi thế cạnh tranh. Khái niệm này tiếp tục được phát triển bởi các nghiên cứu sau đó, đặc biệt tại các thị trường mới nổi. Chẳng hạn, Kumaraswamy & cộng sự (2019) mô tả CR là sự tái định hướng có hệ quả đối với tài sản, tài chính hoặc cấu trúc sở hữu nhằm điều chỉnh dòng tiền tương lai. Một số khái niệm tiêu biểu được tóm tắt như sau:

Bảng 2.1: Các khái niệm về tái cấu trúc từ góc nhìn học thuật

Khái niệm	Nguồn
CR được định nghĩa là một sự thay đổi lớn trong cơ cấu tài sản của doanh nghiệp, đồng thời đi kèm với một sự thay đổi lớn trong chiến lược doanh nghiệp. Quá trình này thường bao gồm việc bán hoặc thanh lý các đơn vị kinh doanh trong các doanh nghiệp có cấu trúc đa bộ phận, được thực hiện tự nguyện thông qua chia tách doanh nghiệp hoặc không tự nguyện thông qua các thương vụ thâu tóm mang tính thù địch. CR cũng có thể diễn ra sau khi hoàn tất một thương vụ mua lại sử dụng đòn bẩy tài chính. CR được xem là một quá trình rộng hơn việc chỉ thoái vốn khỏi một đơn vị kinh doanh đơn lẻ. Quá trình này thường bao gồm nhiều thương vụ bán tài sản hoặc bán đơn vị kinh doanh, xuất phát từ sự can thiệp thực tế hoặc nguy cơ can thiệp được nhận thức từ thị trường vốn, chẳng hạn như nguy cơ bị thâu tóm.	Hoskisson & Turk (1990)
Một tập hợp hoạt động cơ bản thường xuất hiện ở các doanh nghiệp phục hồi thành công, đặc biệt là các doanh nghiệp thuộc những ngành sản xuất đã trưởng thành. Được gọi dưới các tên như "tái cấu trúc", "tinh giản quy mô" và "thu hẹp hoạt động", những hoạt động này được biết đến nhiều nhất với thuật ngữ "retrenchment", một khái niệm chỉ việc doanh nghiệp nhấn mạnh mạnh mẽ vào việc cắt giảm chi phí và tài sản như một phương thức nhằm giảm nhẹ những điều kiện dẫn đến suy giảm tài chính.	Robbins & Pearce (1992)
CR có thể được mô tả như một hệ thống các mối quan hệ đồng thời, trong đó quản trị doanh nghiệp là yếu tố ngoại sinh, còn dòng tiền tự do và áp lực thâu tóm là các yếu tố nội sinh của hệ thống. Có ba loại hoạt động CR: Tái cấu trúc danh mục, tái cấu trúc tài chính, tái cấu trúc hoạt động. Ba loại tái cấu trúc này không loại trừ lẫn nhau; trên thực tế, chúng thường diễn ra đồng thời.	Gibbs (1993)

CR có thể bao hàm một phạm vi rộng các giao dịch, bao gồm bán các ngành hoặc lĩnh vực kinh doanh, thực hiện những thương vụ mua lại quy mô đáng kể, thay đổi cơ cấu vốn thông qua việc bổ sung mức nợ lớn, và thay đổi cơ cấu tổ chức nội bộ của doanh nghiệp.	Bowman & Singh (1993)
CR là một thuật ngữ được sử dụng trong giới chuyên gia để bao gồm những thay đổi đáng kể và nhanh chóng về tài sản, cơ cấu vốn hoặc cơ cấu tổ chức của công ty.	Singh (1993)
Thuật ngữ CR thường được sử dụng để chỉ việc bán bớt tài sản, chẳng hạn như thoái vốn. Một hình thức CR khác là tái cấu trúc tài chính, đề cập đến những thay đổi trong cấu trúc vốn của công ty, chẳng hạn như tăng nợ và do đó tăng đòn bẩy tài chính. CR mang tính phòng thủ có thể vừa là biện pháp phòng ngừa vừa là biện pháp chủ động chống lại việc thâu tóm.	Gaughan (2010)

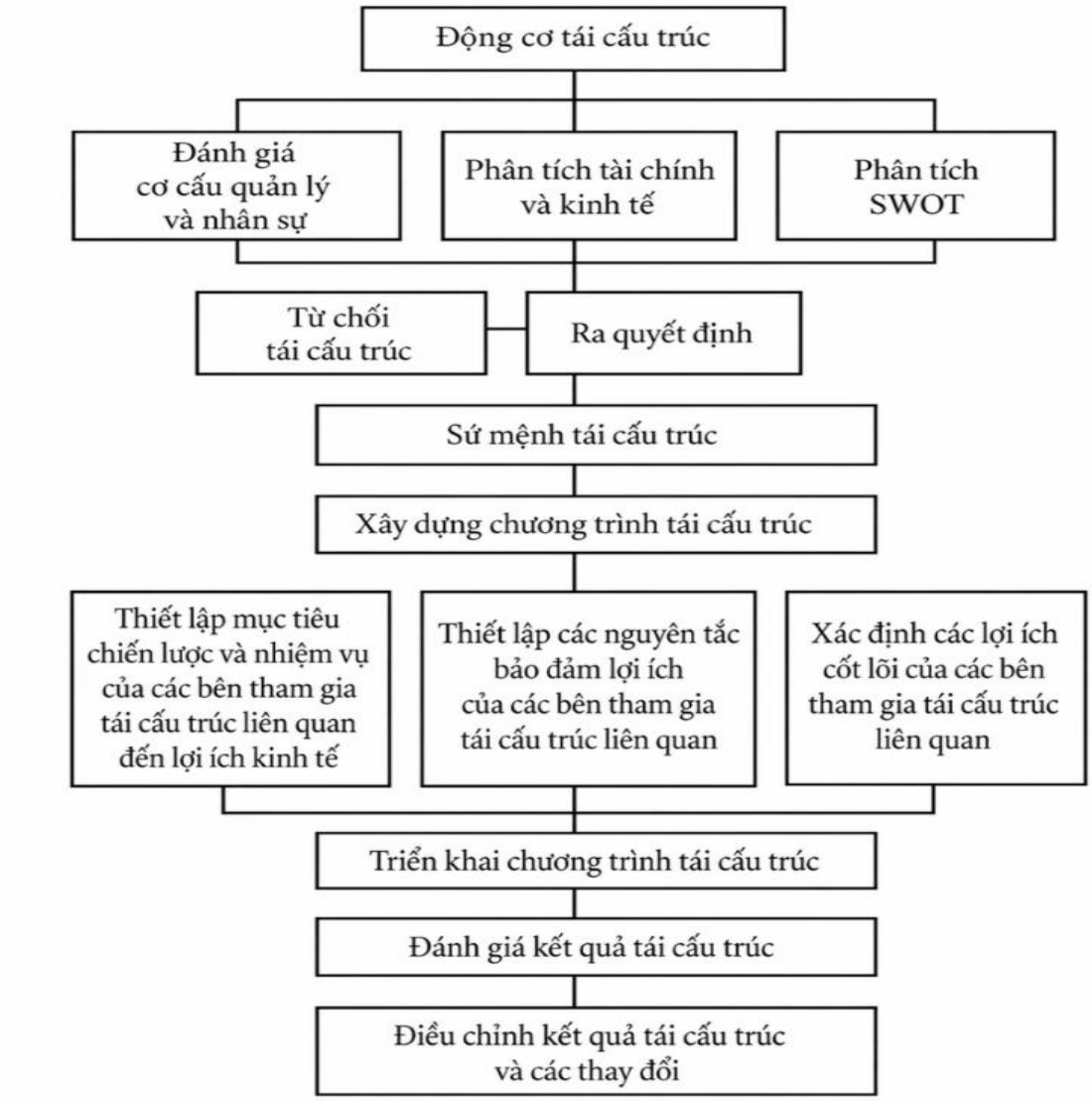
Gần đây tại thị trường mới nổi, một số nhà nghiên cứu đã điều chỉnh và mở rộng nội hàm khái niệm để phù hợp với điều kiện thể chế, sở hữu và quản trị tại địa phương. Nguyen & cộng sự (2025) cho rằng trong điều kiện Việt Nam, tái cấu trúc không chỉ là tái tổ chức về mặt hình thức mà là quá trình tổ chức lại toàn bộ hoạt động doanh nghiệp nhằm nâng cao hiệu quả và duy trì lợi thế cạnh tranh. Tổng quan các định nghĩa cho thấy CR đã và đang được hiểu như một hành động chiến lược lớn, gắn với điều kiện môi trường, động lực đại diện và chiến lược tối ưu hóa nguồn lực. Tại Việt Nam, CR là một khái niệm không còn xa lạ trong lý thuyết và thực tiễn quản trị hiện đại. Thuật ngữ này được hiện thực hóa thành các nghiệp vụ cụ thể trong các văn bản pháp quy chỉ đạo của chính phủ như: hoạt động sáp nhập, hợp nhất, chia tách, chuyển đổi loại hình doanh nghiệp (Luật doanh nghiệp 2020, Luật cạnh tranh, Luật phá sản, Luật các tổ chức tín dụng), tái cơ cấu doanh nghiệp nhà nước (Thông tư 05/2022, Thông tư 69/2018), Cơ cấu lại hệ thống các tổ chức tín dụng (QĐ 689/2022), v.v.

Nhìn chung, CR là một thuật ngữ phức hợp, đa chiều, nhưng đã được giới chuyên môn, học thuật và các tổ chức quản lý có cùng góc nhìn khá thống nhất. Về tổng quát, đây là quá trình tổ chức, sắp xếp lại doanh nghiệp trên nền tảng hiện có nhằm nâng cao HQHĐ và năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp. Như vậy, dưới góc nhìn học

thuật, CR thường được hiểu là quá trình tái tổ chức toàn diện các yếu tố bên trong doanh nghiệp, từ cơ cấu tổ chức, nguồn nhân lực, quy trình hoạt động đến chiến lược kinh doanh và tài chính. Nhằm giúp doanh nghiệp làm mới, cải tạo để hoạt động hiệu quả hơn. Luận án kế thừa cách tiếp cận thực tiễn nêu trên và góp phần bổ sung vào dòng tài liệu về CR một nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam.

2.1.1.1. Động cơ tái cấu trúc

CR không phải là một hành động đơn lẻ mà là một quá trình ra quyết định mang tính hệ thống, gồm nhiều giai đoạn liên kết chặt chẽ từ đánh giá, lựa chọn đến triển khai và điều chỉnh chiến lược (Mavlutova & cộng sự, 2021). Li & Wang (2014) chỉ ra những thất bại của quá trình CR đã được phân tích và các yếu tố tác động đến chúng cũng đã được nhận diện như sự biến động lao động gia tăng, thiếu định hướng chiến lược, ước tính chi phí không đầy đủ, đánh giá mục tiêu thiếu chính xác, thiếu cơ chế kiểm soát cần thiết, quá trình ra quyết định chậm chạp và sự bất định về ranh giới tổ chức. Mavlutova & cộng sự (2021) cho thấy quá trình này bắt đầu từ động cơ CR. Tiếp theo là các hoạt động phân tích như đánh giá cấu trúc quản trị, phân tích tài chính và phân tích SWOT, nhằm xác định mức độ suy giảm hiệu quả và nguồn gốc của vấn đề. Trên cơ sở đó, doanh nghiệp đưa ra quyết định chiến lược, xác lập mục tiêu CR và xây dựng chương trình hành động cụ thể, trước khi triển khai và đánh giá kết quả để điều chỉnh phù hợp theo thời gian. Hình 2.1 được tham khảo từ Mavlutova & cộng sự (2021), nhóm tác giả này cung cấp khung tham chiếu hữu ích về các bước triển khai CR, cách tiếp cận này mang tính tuyến tính, nhưng chưa phản ánh đầy đủ vai trò của yếu tố bối cảnh. Các nghiên cứu trước cho thấy những hành động này thường được triển khai như phản ứng đối với suy giảm hiệu quả và có thể tạo ra cải thiện hiệu quả thông qua nâng cao hiệu suất sử dụng nguồn lực và giảm chi phí vận hành (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992).



Nguồn: Mavlutova & cộng sự (2021)

Hình 2.1: Động cơ tái cấu trúc và tác động đến hiệu quả hoạt động

Do đó, Luận án tiếp cận CR dưới góc độ cơ chế chiến lược mang tính điều kiện trong bối cảnh môi trường ngành. Cơ chế này phản ánh bản chất của CR như một quá trình tái phân bổ nguồn lực, trong đó các chiến lược như CRA, CRD và CRC đóng vai trò là các công cụ điều chỉnh cấu trúc hoạt động và cấu trúc vốn nhằm cải thiện HQHĐ của doanh nghiệp.

2.1.1.2. Phân loại các chiến lược tái cấu trúc

CR là một quá trình đa chiều và phát triển không ngừng, phản ánh sự phát triển xuyên suốt từ nền tảng lý thuyết truyền thống đến các khung phân loại hiện đại dựa

trên thực tiễn toàn cầu và khu vực. Nghiên cứu tiên phong của Hofer & Schendel (1978) về phản ứng chiến lược trước suy giảm hiệu quả đã đặt nền tảng cho cách tiếp cận hệ thống. Dựa trên sự phát triển của dòng nghiên cứu này, Bowman & Singh (1993) đã đề xuất một khung phân loại CR rõ ràng hơn, bao gồm ba dạng: tái cấu trúc danh mục, tái cấu trúc tài chính và tái cấu trúc quản lý. Singh (1993) nhấn mạnh, CR có thể được đánh giá dựa trên sự thay đổi dọc theo ba chiều: tài sản, cấu trúc vốn và quản lý. Các nghiên cứu này góp phần định hình nền tảng cho việc hệ thống các dạng CR trong các nghiên cứu hiện đại và đặc biệt gợi mở hướng nghiên cứu liên kết "modes of restructuring" với HQHĐ. Trong giai đoạn hậu khủng hoảng tài chính toàn cầu, McGrath (2025) đã thống kê và chỉ ra, tái cấu trúc tổ chức là hình thức phổ biến nhất (chiếm 53%), tiếp theo là danh mục đầu tư (29%) và tài chính - quản trị (18%).

Với quan điểm phân loại 3 nhóm chính của Bowman & Singh (1993), đã được nhiều nghiên cứu tại khu vực Đông Nam Á ủng hộ (Chinh & cộng sự, 2025; Vo & cộng sự, 2024; Widiyastuti & cộng sự, 2025). Pandey & Ongpipattanakul (2015) phân loại các chiến lược CR thành ba nhóm lớn, phản ánh cách tiếp cận tổng thể đối với quá trình phục hồi khi HQHĐ suy giảm. Cụ thể, nhóm tái cấu trúc danh mục/tài sản bao gồm các hoạt động như thu hẹp, thoái tài sản, mua lại tài sản, tìm kiếm thị trường mới và thay đổi loại hình kinh doanh. Nhóm tái cấu trúc tài chính tập trung vào các biện pháp điều chỉnh cấu trúc vốn, chẳng hạn hoán đổi nợ thành vốn chủ sở hữu, phát hành trái phiếu chuyển đổi, gia hạn nợ, cắt cổ tức và phát hành cổ phiếu. Cuối cùng, nhóm tái cấu trúc quản lý liên quan đến điều chỉnh chi phí hoạt động, thành viên hội đồng quản trị hay thay đổi ban điều hành.

Với quan điểm phân loại 4 nhóm một số nhà nghiên cứu tích hợp thêm yếu tố quản trị như CEO vào thang đo CR. Palacín-Sánchez & cộng sự (2023) phân loại các chiến lược CR thành bốn nhóm: (i) tái cấu trúc quản lý, liên quan đến việc thay đổi CEO hoặc đội ngũ lãnh đạo; (ii) tái cấu trúc vận hành, tập trung vào kiểm soát chi phí và cải thiện HQHĐ; (iii) tái cấu trúc tài sản, bao gồm bán tài sản không hiệu quả và tái định hình danh mục kinh doanh; và (iv) tái cấu trúc tài chính, hướng đến điều chỉnh cấu trúc vốn thông qua đàm phán nợ, phát hành cổ phiếu hoặc cắt giảm cổ tức.

Sudarsanam & Lai (2001) phân loại: (i) tái cấu trúc quản lý, liên quan đến việc thay đổi lãnh đạo cấp cao; (ii) tái cấu trúc vận hành, tập trung vào kiểm soát chi phí và cải thiện HQHĐ; (iii) tái cấu trúc tài sản, bao gồm bán tài sản không hiệu quả và tái định hình danh mục kinh doanh; và (iv) tái cấu trúc tài chính, hướng đến điều chỉnh cấu trúc vốn thông qua đàm phán nợ, phát hành cổ phiếu hoặc cắt giảm cổ tức.

Bên cạnh đó một quan điểm khác lại chia nhỏ thành 5 nhóm hoặc phân tích thực nghiệm cụ thể trên 1 nhóm ngành hay 1 chuỗi sự kiện của doanh nghiệp. Mavlutova (2013) lại chia nhỏ thành 5 loại hình CR bao gồm: Sáp nhập doanh nghiệp, Mua lại doanh nghiệp, Hình thành liên minh chiến lược, Tái cấu trúc tài sản, và các hoạt động nhằm khắc phục khó khăn tài chính.

Với quan điểm phân tích thực nghiệm theo từng nhóm đơn lẻ của Koh & cộng sự (2015), tác giả triển khai phân loại dựa trên chuỗi sự kiện và biến động tài chính thực tế như: thay CEO, giảm đầu tư, cắt giảm nhân sự, bán tài sản, cắt giảm cổ tức, tăng nợ ròng, tăng vốn cổ phần ròng. Choi & Han (2013) đã làm rõ tách doanh nghiệp (spin-off) như một biến thể hiện đại của tái cấu trúc danh mục, với tác động đồng thời lên cơ cấu sở hữu, quan hệ cổ đông lẫn hiệu quả quản trị giữa công ty mẹ và công ty con. Một số nghiên cứu cho thấy việc tăng đòn bẩy có thể tạo ra lợi thế thuế nhưng cũng làm tăng rủi ro tài chính (Kam & cộng sự, 2008; Molina, 2005). Các doanh nghiệp điều chỉnh cấu trúc vốn mục tiêu thông qua phát hành nợ và cổ phiếu và HQHĐ cùng hiệu suất thị trường ảnh hưởng mạnh đến lựa chọn hình thức tài trợ (Hovakimian & cộng sự, 2004). Nghiên cứu của Choi & Han (2013) ghi nhận sự gia tăng mạnh mẽ của các hình thức như sáp nhập, mua lại và tách doanh nghiệp (spin-off), cho thấy tái cấu trúc danh mục ngày càng trở nên linh hoạt và thích ứng với sự biến đổi thị trường. Để làm rõ cơ chế tác động của CR đến hiệu quả doanh nghiệp trong bối cảnh bất định ngành, luận án tóm lược cách phân loại dựa trên tổng quan các tài liệu từ bốn câu hỏi trọng tâm về xuất phát điểm của CR: (i) doanh nghiệp thay đổi cấu trúc ở cấp độ nào; (ii) nội dung điều chỉnh cụ thể là gì; (iii) tái cấu trúc nhằm đạt mục tiêu chiến lược nào; (iv) yếu tố nào kích hoạt quá trình điều chỉnh đó. Có thể tóm lược cách phân loại như sau:

Bảng 2.2: Phân loại các chiến lược tái cấu trúc

(i) Phân loại theo phạm vi

Nhóm	Kênh tái cấu trúc	Nguồn
Tái cấu trúc danh mục (Portfolio restructuring)	M&A, thoái vốn, spin-off, mua lại tài sản, tìm kiếm thị trường mới, thay đổi loại hình kinh doanh.	Bowman & Singh (1993); Nguyen & cộng sự (2025); Pandey & Ongpipattanakul (2015)
Tái cấu trúc tài chính (Financial restructuring)	Tái cơ cấu nợ, Mua lại sử dụng đòn bẩy tài chính(LBO), Tái cấp vốn, điều chỉnh cấu trúc vốn, phát hành trái phiếu chuyển đổi, gia hạn nợ, cắt giảm cổ tức và phát hành cổ phiếu.	
Tái cấu trúc quản lý (Organizational restructuring)	Downsizing, cắt giảm lao động, thay đổi chi phí, thay đổi cấu trúc quản trị, thay đổi quản lý.	

(ii) Phân loại theo nội dung điều chỉnh hoạt động

Nhóm	Loại hình	Nguồn
Cắt giảm chi phí (Cost retrenchment)	Cắt giảm chi phí, chi phí bán hàng và quản lý doanh nghiệp (SGA), lao động	Robbins & Pearce (1992); Morrow & cộng sự (2004); Cascio & cộng sự (2021)
Cắt giảm tài sản (Asset retrenchment)	Thanh lý tài sản, thu hẹp đầu tư	

(iii) Phân loại theo mục tiêu chiến lược

Nhóm	Loại hình	Nguồn
Tái cấu trúc phòng vệ (Retrenchment restructuring)	Thu hẹp để ổn định dòng tiền: Cắt giảm chi phí SGA, nhân sự (Downsizing); Bán tài sản, thanh lý đóng cửa nhà máy, spin-off.	Robbins & Pearce (1992); Morrow & cộng sự (2004); Cascio & cộng sự (2021); Sudarsanam & Lai (2001)
Tái cấu trúc chiến lược (Strategic restructuring)	Tái định vị, chuyển hướng chiến lược.	Tushman & Anderson (2018)
Tái cấu trúc tăng trưởng (Growth-oriented restructuring)	Mở rộng, đầu tư lại để tăng trưởng (Upsizing).	Cascio & cộng sự (2021)

Nhìn chung, xu hướng phân loại hiện đại đã vượt ra khỏi khung đơn lẻ, nhấn mạnh tính tích hợp giữa các yếu tố tài chính, tổ chức, quản lý hoạt động, phân loại theo phạm vi được xem là khung phân loại phổ biến (McGrath, 2025). Trong bối cảnh nghiên cứu về bất định ngành, luận án chọn kết hợp khung phân loại theo phạm vi (i)

và nội dung điều chỉnh hoạt động (ii) để thực hiện các mục tiêu trong nghiên cứu vì các lý do:

Thứ nhất, môi trường kinh doanh Việt Nam đặc trưng bởi sự kết hợp giữa rủi ro vĩ mô (biến động kinh tế, chính sách, hội nhập) và bất định vi mô (cạnh tranh thị trường, chuyển dịch công nghệ, chu kỳ ngành...). Do đó, doanh nghiệp Việt Nam phải liên tục điều chỉnh cùng lúc nhiều khía cạnh như, quản lý vận hành, tài sản, tài chính, thay vì chỉ tập trung vào một yếu tố đơn lẻ như vốn hay nhân sự. Khung này cũng được chấp nhận rộng rãi trong các nghiên cứu quốc tế, giúp luận án có đủ cơ sở khoa học so sánh và liên kết nghiên cứu Việt Nam với chuẩn quốc tế (Bowman & Singh, 1993; Chinh & cộng sự, 2025; Widiyastuti & cộng sự, 2025). Khung phân loại này sẽ giúp luận án thực hiện các mục tiêu nghiên cứu đo lường gián tiếp cường độ CR thông qua biến động tỷ lệ tài chính.

Thứ hai, với đặc thù phần lớn doanh nghiệp Việt Nam có quy mô nhỏ - vừa, cấu trúc quản lý gia đình hoặc mạng lưới, cùng với nguồn lực tài sản hạn chế và chi phí vốn cao. Mọi quyết định thay đổi về quản lý, vận hành, tài sản hay tài chính đều tác động lẫn nhau trực tiếp đến HQHĐ. Khi doanh nghiệp cần phục hồi, mở rộng, quá trình này thường phải bố trí lại quy trình vận hành, sắp xếp lại tài sản sản xuất/đầu tư, và xử lý các tồn đọng nợ, vốn... (Nguyen & cộng sự, 2025; Vo & cộng sự, 2024). Để thực hiện mục tiêu phân tích cường độ CR theo 3 chiến lược: thu hẹp tài sản thuộc nhóm CR tài sản/danh mục, điều chỉnh giảm nợ thuộc nhóm CR tài chính và cắt giảm chi phí hoạt động thuộc nhóm CR quản lý hoạt động sẽ phù hợp hơn các thước đo dựa trên sự kiện hoặc biến giả.

Thứ ba, thuận tiện trong việc đo lường định lượng, CR tiếp cận theo sự kiện gặp nhiều hạn chế do thiếu cơ sở dữ liệu sự kiện chuẩn hóa, công bố thông tin không đồng nhất. Việc tái cấu trúc thường diễn ra theo quá trình kéo dài hơn là tại một thời điểm xác định. Nhiều điều chỉnh quan trọng được thực hiện ngầm thông qua thay đổi danh mục tài sản, cơ cấu nợ hoặc chi phí hoạt động mà không gắn với một sự kiện công bố cụ thể. Do đó, việc chọn phân loại theo 3 kênh tái cấu trúc tài sản, tái cấu trúc tài chính, tái cấu trúc hoạt động giúp luận án thống nhất cùng phương pháp đo

lường CR theo cường độ dựa trên các chỉ tiêu tài chính kế toán. Cách phân loại này cho phép phản ánh đầy đủ hơn mức độ điều chỉnh thực tế. Đồng thời hạn chế sai lệch do doanh nghiệp công bố chọn lọc và không bỏ sót các hoạt động tái cấu trúc ngầm.

2.1.1.3. Tái cấu trúc theo hướng phòng vệ

CR là một trong những biện pháp phòng vệ, biện pháp này có thể bao gồm việc bán đi những bộ phận quan trọng của công ty mục tiêu, hoặc thậm chí thực hiện các thương vụ mua lại quy mô lớn (Gaughan, 2010). Theo Grosfeld & cộng sự (1995) cho rằng, phần "Defensive - phòng vệ" của CR về cơ bản có nghĩa là thực hiện các biện pháp nhằm giảm chi phí và thu hẹp quy mô hoạt động của doanh nghiệp như: cắt giảm các dây chuyền sản xuất lỗi thời, sa thải nhân công, loại bỏ các tài sản không hiệu quả…. Những biện pháp này mang tính phòng vệ ở chỗ mục tiêu chính của chúng là sự tồn tại tức thời của doanh nghiệp. Tái cấu trúc phòng vệ không nhất thiết phải bao hàm sự tồn tại của một chiến lược định hướng lại hoạt động của doanh nghiệp trong điều kiện kinh tế mới. Nó có thể được thực hiện do hành vi hướng đến sự sống còn của các nhà quản lý và công nhân. Tuy nhiên, nó cũng có thể là yếu tố ban đầu khó khăn, nhưng doanh nghiệp cần thiết phải tái cấu trúc cho một kế hoạch chiến lược dài hạn nhằm tối đa hóa giá trị của doanh nghiệp. Dann & DeAngelo (1988) chỉ ra giá trị gia tăng của các cuộc tái cấu trúc phòng vệ của nhà quản lý được đánh giá đúng đắn bằng sự khác biệt giữa: (i) tài sản kỳ vọng của cổ đông khi có hành động phòng thủ; (ii) tài sản kỳ vọng của họ khi không có hành động phòng thủ. Đối với các doanh nghiệp đang đối mặt với sự suy giảm nghiêm trọng về HQHĐ, quá trình phục hồi thường bắt đầu bằng các biện pháp thu hẹp, bao gồm cắt giảm chi phí, giảm tài sản hoặc tái tập trung hoạt động vào những lĩnh vực có triển vọng sinh lợi cao hơn, trước khi chuyển sang các chiến lược phục hồi và tăng trưởng dài hạn (Hofer, 1980; Robbins & Pearce, 1992). Lược khảo dòng nghiên cứu về CR cho thấy, các chiến lược CR theo mục tiêu thường được tiếp cận theo 3 định hướng chính gồm: (i) tái cấu trúc theo hướng mở rộng, tăng trưởng (Cascio & cộng sự, 2021) ; (ii) Tái cấu trúc chiến lược theo hướng tái định vị, chuyển hướng chiến lược (Tushman & Anderson, 2018); (iii) tái cấu trúc theo hướng phòng vệ (Lim & cộng sự, 2013;

Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Trong khi CR mở rộng thường gắn với các quyết định mua bán - sáp nhập, đa dạng hóa hoặc gia tăng quy mô nhằm theo đuổi cơ hội tăng trưởng, thì tái cấu trúc theo hướng phòng vệ chủ yếu phản ánh các điều chỉnh mang tính thu hẹp hoặc tái phân bổ nguồn lực, được doanh nghiệp triển khai nhằm ứng phó với sự suy giảm HQHĐ hoặc mức độ bất định gia tăng của môi trường kinh doanh (Gaughan, 2010). Các điều chỉnh có chủ đích này thường hướng tới mục tiêu cải thiện hiệu quả sử dụng tài sản, tăng thanh khoản, giảm áp lực tài chính, thu hẹp quy mô.

Cách tiếp cận này nhìn chung phù hợp với TTC của Robbins & Pearce (1992), theo đó quá trình phục hồi doanh nghiệp thường bắt đầu bằng giai đoạn thu hẹp nguồn lực, bao gồm việc cắt giảm tài sản, chi phí hoặc phạm vi hoạt động, trước khi doanh nghiệp có thể bước sang giai đoạn phục hồi. Trong khung lý thuyết này, thu hẹp nguồn lực không được xem là mục tiêu tự thân, mà là điều kiện cần để tái lập kỷ luật tài chính và hiệu quả vận hành, từ đó tạo dư địa cho các chiến lược phục hồi tiếp theo. Bowman & Singh (1993) cho rằng CR cần được hiểu là sự thay đổi có chủ đích trong cấu trúc tài sản, danh mục kinh doanh hoặc phạm vi kiểm soát, nhằm cải thiện sự phù hợp chiến lược của doanh nghiệp với môi trường cạnh tranh. Theo đó, một quyết định giảm tài sản, giảm nợ hoặc giảm chi phí chỉ có ý nghĩa là CR khi nó phản ánh nỗ lực tái phân bổ nguồn lực hoặc điều chỉnh chiến lược, chứ không phải chỉ là hệ quả cơ học của sự suy giảm quy mô kinh doanh. Lập luận này cũng tương đồng với Bergh & Lim (2008), khi tác giả nhấn mạnh rằng hiệu quả của các hành vi tái cấu trúc danh mục phụ thuộc mạnh vào mức độ bất định của thị trường sản phẩm, gợi ý về giá trị của các chiến lược thu hẹp không mang tính cố định mà mang tính điều kiện.

Từ góc độ tài chính doanh nghiệp, Denis & Kruse (2000) mở rộng khái niệm CR bằng cách nhấn mạnh vai trò của các quyết định điều chỉnh cấu trúc tài sản và cấu trúc vốn trong việc giải quyết các vấn đề kém hiệu quả và xung đột đại diện. Theo quan điểm này, CR không chỉ bao gồm các thay đổi về danh mục kinh doanh, mà còn bao hàm các quyết định mang tính tài chính như thu hẹp tài sản, giảm đòn bẩy, hoặc tái cấu trúc nghĩa vụ nợ nhằm cải thiện hiệu quả sử dụng vốn. Cách tiếp cận này tạo cầu nối

quan trọng giữa dòng quản trị chiến lược và tài chính doanh nghiệp, đồng thời cung cấp nền tảng lý thuyết để luận án xem xét tái cấu trúc phòng vệ như một tập hợp các điều chỉnh vừa mang tính chiến lược vừa mang tính tài chính.

Nhìn chung, tái cấu trúc phòng vệ được hiểu là tập hợp các biện pháp CR được thực hiện nhằm bảo vệ khả năng tồn tại của doanh nghiệp trong giai đoạn suy giảm hiệu quả hoặc gia tăng bất định môi trường, thông qua việc cắt giảm chi phí (cost retrenchment), thu hẹp tài sản (asset retrenchment) và tái cấu trúc nợ (debt restructuring) để ổn định dòng tiền và nâng cao khả năng chống chịu trước khi doanh nghiệp bước vào giai đoạn phục hồi (Denis & Kruse, 2000; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Trên cơ sở tổng hợp các tiếp cận trên, luận án lựa chọn phạm vi nghiên cứu các chiến lược tái cấu trúc phòng vệ bao gồm thu hẹp tài sản (CRA), giảm đòn bẩy tài chính (CRD) và cắt giảm chi phí hoạt động quản lý (CRC). Các chiến lược này có điểm tương đồng với dòng cắt giảm/phòng vệ trong các nghiên cứu về phục hồi (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992), do đều hướng tới mục tiêu bảo toàn nguồn lực và giảm áp lực tài chính. Các nghiên cứu quản trị chiến lược giai đoạn đầu đã phân biệt giữa CR theo hướng phòng vệ và CR theo hướng chủ động/tăng trưởng (Bowman & Singh, 1993), các nghiên cứu thực nghiệm sau này có xu hướng lượng hóa các phản ứng CR thông qua các hoạt động có thể quan sát được, đặc biệt là các biện pháp thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992) và tái cấu trúc tài chính trong bối cảnh suy giảm hiệu quả (Chinh & cộng sự, 2025; Koh & cộng sự, 2015; Leary & Roberts, 2005; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Kế thừa hướng tiếp cận này, nghiên cứu xem CRA và CRC, cũng như CRD trong bối cảnh bất định ngành gia tăng, chủ yếu như các phản ứng CR theo hướng phòng vệ, hơn là các chiến lược CR theo định hướng tăng trưởng chủ động. Việc tập trung vào ba nhóm chiến lược nêu trên cho phép nghiên cứu làm rõ các kênh điều chỉnh cốt lõi mà doanh nghiệp thường sử dụng trong bối cảnh bất định ngành.

2.1.1.4. Các chiến lược tái cấu trúc được nghiên cứu

- *Tái cấu trúc tài sản theo hướng thu hẹp*

Tái cấu trúc tài sản phản ánh các chiến lược thu hẹp hoặc tái phân bổ cơ sở tài sản của doanh nghiệp, thông qua việc bán bớt, thanh lý hoặc cắt giảm các tài sản kém hiệu quả, tài sản ngoài lõi hoặc các khoản đầu tư không còn phù hợp với năng lực cốt lõi. Theo quan điểm lý thuyết RBV, việc loại bỏ các tài sản không tạo giá trị có thể giúp doanh nghiệp tập trung nguồn lực vào những hoạt động có lợi thế cạnh tranh cao hơn, từ đó cải thiện hiệu quả sử dụng tài sản (Bergh, 1998; Markides, 1995). Tuy nhiên, tài liệu cũng gợi ý rằng hiệu quả của chiến lược này không phải lúc nào cũng tích cực (Lim & cộng sự, 2013). Đặc biệt trong bối cảnh bất định cao, khi việc cắt giảm quá mức hoặc bán tài sản chiến lược dưới áp lực thanh khoản có thể làm suy giảm năng lực thích ứng dài hạn của doanh nghiệp (Bergh, 1998). Do đó, trong phạm vi mục tiêu của luận án, CRA được hiểu là mức độ thu hẹp cơ sở tài sản phản ánh cường độ tái cấu trúc tài sản, chứ không xem xét một quyết định bán tài sản đơn lẻ.

❖ *Tái cấu trúc tài chính theo hướng giảm nợ*

Tái cấu trúc tài chính theo hướng giảm nợ phản ánh nỗ lực điều chỉnh cấu trúc vốn nhằm giảm áp lực nghĩa vụ tài chính, cải thiện khả năng thanh toán và hạn chế rủi ro kiệt quệ. Từ góc độ tài chính doanh nghiệp, Denis & Kruse (2000) cho rằng các quyết định tái cấu trúc tài chính thường được sử dụng như công cụ để giải quyết các vấn đề kém hiệu quả và tái lập kỷ luật tài chính. Koh & cộng sự (2015) cũng cho thấy, các doanh nghiệp gặp khó khăn tài chính thường lựa chọn các biện pháp như điều chỉnh cấu trúc vốn, giảm chi trả hoặc thay đổi chính sách tài trợ nhằm nâng cao khả năng phục hồi. Dòng tài liệu về CR cũng chỉ ra rằng việc giảm đòn bẩy không phải lúc nào cũng dẫn đến cải thiện hiệu quả, bởi thu hẹp nguồn tài trợ có thể làm hạn chế khả năng đầu tư trong tương lai, đặc biệt đối với các doanh nghiệp vẫn cần vốn để duy trì năng lực cạnh tranh (Mansour & cộng sự, 2022). Do đó, CRD có thể vừa mang tính phòng vệ tích cực thông qua việc giảm rủi ro tài chính, vừa tiềm ẩn tác động bất lợi nếu làm suy giảm linh hoạt chiến lược.

❖ *Tái cấu trúc hoạt động theo hướng cắt giảm chi phí*

Tái cấu trúc chi phí hoạt động thể hiện qua các biện pháp cắt giảm chi phí bán hàng, chi phí quản lý, chi phí lao động hoặc các khoản chi vận hành khác (SGA),

nhằm cải thiện biên lợi nhuận và bảo toàn dòng tiền trong ngắn hạn. Đây là hình thức CR phổ biến trong các chiến lược phục hồi (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992), do chi phí thường dễ điều chỉnh hơn doanh thu. Cascio & cộng sự (2021) cho thấy, các quyết định tái cấu trúc lao động và tài sản thường xuất phát từ cả động cơ hiệu quả lẫn áp lực thể chế, và hệ quả của chúng phụ thuộc đáng kể vào mức hiệu quả trước CR. Đồng thời, nghiên cứu về downsizing cũng cảnh báo rằng cắt giảm chi phí có thể làm suy yếu vốn nhân lực và tri thức tổ chức, từ đó ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả dài hạn (Guthrie & Datta, 2008). Những kết quả này hàm ý rằng CRC không phải lúc nào cũng mang lại lợi ích, mà tác động của nó phụ thuộc vào bối cảnh môi trường và trạng thái ban đầu của doanh nghiệp.

2.1.2. Hiệu quả hoạt động doanh nghiệp

2.1.2.1. Khái niệm hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp

Hiệu quả hoạt động (Firm Performance) là khái niệm trung tâm trong các nghiên cứu về doanh nghiệp, phản ánh khả năng tạo ra kết quả tài chính và giá trị thị trường thông qua quá trình sử dụng nguồn lực và vận hành chiến lược. Khái niệm này phát triển mạnh từ nửa sau thế kỷ XX, khi doanh nghiệp niêm yết và thị trường vốn mở rộng, trở thành biến phụ thuộc cốt lõi trong các mô hình phân tích về quản trị và CR (Giorcelli, 2021; Taouab & Issor, 2019). Ở giai đoạn nền tảng của tài chính doanh nghiệp, lý thuyết M&M của Modigliani & Miller (1958) cho rằng HQHĐ đầu tư đạt tối ưu khi suất sinh lời biên bằng chi phí vốn, được phản ánh qua ROA và ROE. Đây là những thước đo thể hiện khả năng doanh nghiệp chuyển hóa tài sản và vốn chủ sở hữu thành lợi nhuận. Kellen & Wolf (2003) mở rộng quan điểm này khi xem HQHĐ là kết quả của hệ thống thông tin, giám sát và kiểm soát chiến lược, các chỉ tiêu có thể mang tính tài chính hoặc phi tài chính, hữu hình hoặc vô hình. Kế tiếp, nghiên cứu của Marr & Schiuma (2003) nhấn mạnh sự dịch chuyển của khái niệm HQHĐ từ cách tiếp cận thuần tài chính sang cấu trúc đa chiều, phản ánh khả năng doanh nghiệp chuyển hóa tri thức, nguồn lực vô hình và năng lực đổi mới thành kết quả tài chính và giá trị thị trường. Ravelomanantsoa & cộng sự (2019) tiếp tục làm rõ tính đa mục tiêu của HQHĐ. Tác giả cho rằng HQHĐ phụ thuộc bối cảnh, chuẩn tham chiếu và

bao hàm cả các yếu tố như giá trị, linh hoạt, thời gian và chất lượng bên cạnh lợi nhuận. Mỗi nhóm thước đo đều có những lợi thế nhất định. Chẳng hạn, thước đo kế toán (ROA, ROE, ROS) có thể áp dụng rộng rãi ngay cả cho các công ty phi đại chúng, nhưng có hạn chế là tính trung thực của số liệu, còn thước đo thị trường thì phản ánh cung cầu về vốn đầu tư, dựa trên giả định về tính hiệu quả của thị trường (P/B hay Tobin's Q). Tuy nhiên, P/B hay Tobin's Q gặp những hạn chế khi thị trường không hiệu quả và tâm lý bầy đàn của nhà đầu tư, đây là đặc thù của các thị trường chưa phát triển như Việt Nam. Vì vậy luận án kế thừa các tiếp cận trên và tập trung nhận diện đo lường HQHĐ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết là kết quả tài chính tổng hợp từ thước đo kế toán, phản ánh cả hiệu quả sử dụng nguồn lực nội tại qua ROA và đánh giá độ bền của mô hình định lượng bằng ROE và ROS.

2.1.2.2.Đo lường hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp phi tài chính

Lý thuyết cấu trúc vốn của Modigliani & Miller (1958) chỉ ra rằng hiệu quả đầu tư tối ưu xảy ra khi suất sinh lời biên bằng chi phí vốn, thể hiện qua tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (ROA) hoặc vốn chủ sở hữu (ROE). Theo Neely & cộng sự (1995), đo lường hiệu quả là quá trình định lượng kết quả và hiệu lực của hành động, trong đó hệ thống đo lường bao gồm các chỉ số định lượng cả hai khía cạnh này. Trong nghiên cứu về CR và vai trò điều tiết của bất định, các nghiên cứu gần đây thường dùng một hoặc kết hợp nhiều chỉ tiêu phổ biến (Forcadell & cộng sự, 2025; Koroma & Bein, 2024; Vo & cộng sự, 2024). Các chỉ số ROA và ROE phù hợp để đánh giá tác động này một cách nhạy bén và chính xác hơn so với các chỉ số thuần thị trường hay phi tài chính không phản ánh ngay lập tức hiệu quả kinh doanh thực tế. Các nghiên cứu sử dụng ROA (Forcadell & cộng sự, 2025; Koroma & Bein, 2024; Vo & cộng sự, 2024) và ROE (Holder-Webb & cộng sự, 2005; Koroma & Bein, 2024) hay ROS (Lim & cộng sự (2013) được đánh giá cao về khả năng phản ánh hiệu quả nội sinh qua lợi nhuận trên tài sản và vốn chủ sở hữu (Mansour & cộng sự, 2022; Ngo & cộng sự, 2023; Widiyastuti & cộng sự, 2025). Trong khi đó, Tobin's Q cung cấp đánh giá ngoại sinh về giá trị thị trường so với giá trị thay thế tài sản, giúp phản ánh kỳ vọng sinh lời của nhà đầu tư (Shleifer & Vishny, 1997). Bên cạnh đó,

Ravelomanantsoa & cộng sự (2019) nhấn mạnh tính đa mục tiêu của quản trị HQHĐ với các chuẩn tham chiếu như giá trị, linh hoạt, thời gian và chất lượng. Nghiên cứu CR diễn ra các thay đổi căn bản về cấu trúc vốn, sở hữu và danh mục tài sản. Các chỉ tiêu ROA, ROE, ROS được nhiều nghiên cứu thừa nhận là công cụ đo lường phản ánh trực tiếp hiệu quả sử dụng nguồn lực và năng lực tạo giá trị sau thay đổi. Theo Ibrahimov & cộng sự (2025) biến phụ thuộc đại diện cho các chỉ số HQHĐ, với tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (ROA), tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) và tỷ suất lợi nhuận trên doanh thu (ROS) thường được lựa chọn do tính phổ biến và tầm quan trọng của chúng trong các tài liệu nghiên cứu. Tuy nhiên, ROE nhạy cảm với cấu trúc vốn. Trong luận án có kênh điều chỉnh giảm nợ, nên ROE có thể thay đổi không chỉ do HQHĐ mà còn do thay đổi đòn bẩy tài chính. Hoặc Khi vốn chủ sở hữu nhỏ, gần bằng 0 hoặc âm, ROE có thể tăng hoặc giảm rất mạnh mà không nhất thiết phản ánh thay đổi tương ứng trong hiệu quả kinh tế thực. ROS phản ánh hiệu quả chuyển doanh thu thành lợi nhuận, nên rất hữu ích cho kênh cắt giảm chi phí CRC, nhưng không phản ánh đầy đủ hiệu quả sử dụng tài sản và cấu trúc tài chính. ROA là phù hợp nhất với bản chất "hiệu quả sử dụng tổng thể nguồn lực". Ba kênh CRA, CRD và CRC đều có thể làm thay đổi cách doanh nghiệp sử dụng tài sản, nguồn tài trợ và chi phí. Vì vậy, chọn ROA làm biến phụ thuộc chính sẽ là một chỉ tiêu dựa trên tổng tài sản cho phép đánh giá kết quả tổng hợp của các quyết định này.

2.1.2.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động

Các biến kiểm soát trong luận án được lựa chọn trên cơ sở kế thừa các nghiên cứu về CR (Cascio & cộng sự, 2021; Forcadell & cộng sự, 2025; Morrow & cộng sự, 2004), bất định và HQHĐ doanh nghiệp (Koroma & Bein, 2024), đồng thời bảo đảm ba tiêu chí:

(1) Biến phản ánh các đặc điểm nội tại và cấu trúc tài chính;

(2) Góp phần hạn chế sai lệch do bỏ sót biến;

(3) Phù hợp với cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm.

- *Quy mô của doanh nghiệp ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động*

Quy mô doanh nghiệp (SizeTA) phản ánh mức độ hay phạm vi hoạt động của một doanh nghiệp và có thể được đo lường thông qua doanh thu, số lượng lao động, giá trị vốn hóa thị trường hoặc tổng tài sản (Cascio & cộng sự, 2021; Nwonodi, 2024). Trong nghiên cứu về HQHĐ, việc sử dụng tổng tài sản làm chỉ tiêu đo lường quy mô được đánh giá là phù hợp, vì nó phản ánh năng lực vận hành, tiềm năng đầu tư và mức độ ổn định tài chính của doanh nghiệp (Wahab & cộng sự, 2022). Phương pháp đo lường SizeTA bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản, nhằm loại bỏ ảnh hưởng của sự khác biệt về quy mô doanh nghiệp lên lợi nhuận trong giai đoạn khủng hoảng COVID-19. doanh nghiệp lớn hơn có lợi thế trong bối cảnh bất định, như khả năng huy động vốn, năng lực quản trị và thông tin ổn định hơn (Kong & cộng sự, 2025). Nhờ đặc tính đo lường khách quan và tính sẵn có trong báo cáo tài chính, quy mô theo tổng tài sản trở thành cơ sở để so sánh mức độ sở hữu nguồn lực giữa các doanh nghiệp trong cùng ngành, đồng thời là chỉ tiêu quan trọng trong phân tích hiệu suất và chiến lược kinh doanh (Nwonodi, 2024; Nworie & cộng sự, 2022). Trong bối cảnh nghiên cứu về HQHĐ và CR, tổng tài sản còn vừa biểu hiện tính thâm dụng vốn trong hoạt động sản xuất kinh doanh, vừa cho phép làm rõ vai trò của quy mô trong việc tối ưu nguồn lực và đạt hiệu quả kinh tế cao hơn (Nwonodi, 2024). Nghiên cứu cho thấy, các doanh nghiệp có quy mô lớn hơn thường đạt hiệu suất kinh tế cao hơn nhờ khả năng khai thác hiệu quả các yếu tố kinh tế theo quy mô (Abbasi & Malik, 2015; Kuncová & cộng sự, 2016). Quy mô cũng là một biến quan trọng được sử dụng để giải thích mức độ rủi ro và hiệu suất tài chính của doanh nghiệp. Các công ty quy mô nhỏ thường phải chịu rủi ro đặc thù cao hơn, dẫn đến mức độ phá sản cao hơn so với các công ty lớn (Ben-Zion & Shalit, 1975; Chava & Jarrow, 2004; Hamelin, 2013). Lợi thế kinh tế theo quy mô không chỉ giúp giảm chi phí đơn vị sản phẩm mà còn tạo điều kiện gia tăng hiệu quả sử dụng nguồn lực, góp phần cải thiện các chỉ tiêu đo lường tài chính như ROA và ROE (Binh & Pin-Yu, 2024; Le Vu & Tran, 2025).

Từ những phân tích trên, quy mô doanh nghiệp được xem là một biến kiểm soát thiết yếu trong nghiên cứu về tác động của CR đến HQHĐ. Việc đưa quy mô vào mô

hình nghiên cứu giúp kiểm soát sự khác biệt về năng lực và tiềm lực tài chính giữa các doanh nghiệp.

- *Tuổi của doanh nghiệp ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động*

Tuổi của doanh nghiệp (AGE) được xem là một đặc trưng quan trọng phản ánh lịch sử hình thành, mức độ trưởng thành và vòng đời phát triển của doanh nghiệp, do đó thường được sử dụng như một biến kiểm soát trong các nghiên cứu về HQHĐ (Kong & cộng sự, 2022; Mansour & cộng sự, 2022). AGE cho phép phân biệt cách thức phản ứng khác nhau giữa doanh nghiệp trẻ và doanh nghiệp lâu đời trước các cú sốc bất định, từ đó lý giải sự dị biệt trong hành vi đầu tư, tài chính và kết quả hiệu quả. Theo Lý thuyết vòng đời doanh nghiệp, doanh nghiệp trải qua các giai đoạn khởi sự, tăng trưởng, bão hòa và suy thoái. Tuổi doanh nghiệp vì vậy là chỉ báo xấp xỉ cho giai đoạn vòng đời, mức độ hoàn thiện về tổ chức, quy trình và chiến lược (Dickinson, 2011; Jovanovic, 1982; Mueller, 1972). Ở giai đoạn non trẻ, doanh nghiệp thường chịu chi phí cố định cao, rủi ro thất bại lớn và hiệu quả tài chính biến động mạnh. Khi doanh nghiệp bước sang giai đoạn trưởng thành, kinh nghiệm tích lũy, mạng lưới quan hệ và năng lực quản trị giúp hiệu quả ổn định hơn, rủi ro đặc thù giảm. Đến giai đoạn suy thoái, hiệu quả có thể suy giảm do mô hình kinh doanh lỗi thời và cấu trúc tổ chức cồng kềnh (Dickinson, 2011; Jovanovic, 1982).

Trong bối cảnh luận án phân tích tác động của CR đến HQHĐ các doanh nghiệp phi tài chính dưới điều kiện bất định ngành trên thị trường chứng khoán Việt Nam, việc đưa AGE vào mô hình như một biến kiểm soát là cần thiết để tách bạch tác động của CR ra khỏi sự khác biệt cố hữu giữa doanh nghiệp trẻ và doanh nghiệp lâu đời, cũng như để đánh giá đúng mức độ nhạy cảm của ROA, ROE trước CR ở các nhóm tuổi doanh nghiệp khác nhau.

- *Đòn bẩy tài chính (LevA, DE)*

Đòn bẩy tài chính được đưa vào mô hình như một biến kiểm soát bởi mức độ sử dụng nợ có thể ảnh hưởng trực tiếp đến HQHĐ cũng như quyết định CR. Các doanh nghiệp có tỷ lệ nợ cao thường chịu áp lực thanh toán lớn hơn, từ đó có xu hướng thực hiện các biện pháp cắt giảm chi phí, thu hẹp tài sản hoặc tái cấu trúc tài chính để cải thiện

khả năng thanh khoản. Aprisma & Sudaryati (2020) cho thấy biến đòn bẩy có ảnh hưởng đáng kể đến ROA trong các mô hình hồi quy về HQHĐ doanh nghiệp. Vì vậy, việc kiểm soát đòn bẩy tài chính giúp hạn chế hiện tượng bỏ sót biến quan trọng và cho phép đánh giá chính xác hơn tác động của CRA, CRC và CRD tới HQHĐ.

Đòn bẩy tài chính được đo lường thông qua hai đại diện phổ biến là DE (tổng nợ/vốn chủ sở hữu) và LevA (tổng nợ/tổng tài sản). Mức đòn bẩy tài chính cao có thể làm tăng rủi ro tài chính và giảm lợi nhuận, nhất là trong các giai đoạn thách thức về kinh tế hoặc CR (Forcadell & cộng sự, 2025; Kleinová, 2025; Le Vu & Tran, 2025). Việc đưa đồng thời hai thước đo này vào mô hình là hợp lý vì chúng phản ánh hai khía cạnh khác nhau của cấu trúc vốn. DE nhấn mạnh mức độ rủi ro tài chính đối với cổ đông, trong khi LevA phản ánh mức độ sử dụng nợ trong tổng nguồn vốn (Cascio & cộng sự, 2021; Denis & Kruse, 2000). Về mặt lý thuyết, đòn bẩy tài chính có thể tác động hai chiều đến HQHĐ. Theo lập luận về kỷ luật tài chính, việc sử dụng nợ có thể cải thiện hiệu quả thông qua áp lực trả nợ và giám sát từ chủ nợ, từ đó hạn chế hành vi đầu tư kém hiệu quả của nhà quản trị (Leary & Roberts, 2005; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Bằng chứng thực nghiệm gần đây cho thấy tỷ lệ nợ trên vốn chủ sở hữu có thể tác động tích cực đến hiệu quả (Koroma & Bein, 2024) nhưng đồng thời làm suy giảm hiệu quả do gia tăng chi phí tài chính và rủi ro (Forcadell & cộng sự, 2025). Các nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tác động của đòn bẩy không mang tính tuyến tính và phụ thuộc mạnh vào bối cảnh. Trong điều kiện doanh nghiệp gặp khó khăn hoặc gánh nặng nợ cao, đòn bẩy có thể làm suy giảm hiệu quả do chi phí tài chính và rủi ro phá sản gia tăng (Denis & Kruse, 2000).

- *Thanh khoản và Tăng trưởng doanh thu (Liq, Gsale)*

Thanh khoản (Liq), được đo lường bằng tỷ lệ tài sản ngắn hạn trên nợ ngắn hạn, phản ánh khả năng đáp ứng các nghĩa vụ tài chính ngắn hạn và mức độ linh hoạt tài chính của doanh nghiệp (Robbins & Pearce, 1992). Doanh nghiệp có mức thanh khoản cao thường sở hữu nguồn lực lưu động lớn hơn để duy trì hoạt động, hấp thụ các cú sốc bất lợi và hỗ trợ quá trình thực hiện các chiến lược CR. Theo quan điểm của Lý thuyết TTC, khả năng tiếp cận và huy động nguồn lực tài chính là điều kiện quan trọng giúp

doanh nghiệp triển khai các biện pháp phục hồi và cải thiện HQHĐ (Morrow & cộng sự, 2004). Vì vậy, thanh khoản được đưa vào mô hình như một biến kiểm soát nhằm loại trừ ảnh hưởng của năng lực tài chính ngắn hạn đối với HQHĐ.

Tăng trưởng doanh thu (GSALE) phản ánh khả năng mở rộng hoạt động kinh doanh, khai thác cơ hội thị trường và tạo ra dòng tiền từ hoạt động cốt lõi. Các doanh nghiệp đạt mức tăng trưởng doanh thu cao thường có điều kiện thuận lợi hơn trong việc phân bổ nguồn lực cho đầu tư, đổi mới và triển khai các chương trình CR, từ đó cải thiện kết quả hoạt động. Nghiên cứu thực nghiệm về CR và bất định cũng cho thấy, tăng trưởng doanh thu có mối liên hệ tích cực với HQHĐ, do phản ánh năng lực cạnh tranh và khả năng tạo giá trị trong tương lai (Koroma & Bein, 2024; Mansour & cộng sự, 2022). Do đó, Gsale được đưa vào mô hình như một biến kiểm soát nhằm tách biệt tác động của cơ hội tăng trưởng khỏi ảnh hưởng của các hoạt động CR đối với HQHĐ.

2.1.3. Bất định ngành

2.1.3.1. Khái niệm bất định

Khái niệm bất định (uncertainty) trong kinh tế học được mở rộng và phát triển qua nhiều công trình nghiên cứu. Knight (1921) là người đầu tiên phân biệt rõ ràng giữa rủi ro có thể đo lường xác suất, và bất định không thể gán xác suất khách quan cho các kết quả tương lai. Tác giả định nghĩa bất định là tình huống mà xác suất của các kết quả tương lai không xác định được, khác biệt với rủi ro có thể dự đoán bằng các mô hình xác suất. Quan điểm này đặt nền móng cho việc xem bất định như trạng thái đặc thù của môi trường ra quyết định. Trên nền tảng này, Dixit & Pindyck (1994) phát triển Lý thuyết ROT, coi bất định vừa là rủi ro vừa là nguồn tạo ra giá trị thông qua quyền hoãn, mở rộng, hoặc từ bỏ dự án đầu tư nhờ đó bất định không chỉ mang tính tiêu cực mà còn tạo điều kiện cho linh hoạt chiến lược CR của doanh nghiệp.

Nghiên cứu gần đây mở rộng bất định sang các cấp độ vi mô ngành (Baruník & cộng sự, 2024). Dan & Chung (2022) định nghĩa bất định như mức độ phân tán chéo (cross-sectional dispersion) của các cú sốc vào các biến then chốt của ngành ngân hàng, phản ánh sự khác biệt giữa các tổ chức trong phản ứng trước cú sốc. Trong lĩnh vực quản lý, Milliken (1987) phân bất định thành ba dạng, không chắc về trạng thái

môi trường (state uncertainty), không rõ tác động đến tổ chức (effect uncertainty), không biết hành động nào là tối ưu (response uncertainty). Ở góc độ chiến lược, Courtney & cộng sự (1997) mô tả bất định như mức độ mà tương lai không thể dự đoán bằng công cụ truyền thống và chia thành bốn cấp độ: (1) tương lai đủ rõ; (2) một số kịch bản rời rạc; (3) một phạm vi rộng các kết quả; (4) bất định hoàn toàn, đòi hỏi tiếp cận linh hoạt, thử nghiệm nhỏ và chiến lược tiến hóa. Jurado & cộng sự (2015) tiếp cận bất định như mức độ biến động có điều kiện của phần không thể dự báo được của một biến kinh tế Y_t tại thời điểm t. Drnevich & West (2023) phân biệt ba cấp độ bất định gồm vĩ mô, ngành và doanh nghiệp. Trong tài chính doanh nghiệp, các nghiên cứu Bloom (2009), Bloom & cộng sự (2018) định nghĩa bất định như cú sốc làm tăng tính không chắc chắn của các biến kinh tế quan trọng, từ đó tạo ra trạng thái "đợi và xem", khiến doanh nghiệp hoãn đầu tư, tuyển dụng, và tái cấu trúc. Tương tự, Baker & cộng sự (2016) giới thiệu khái niệm bất định chính sách kinh tế (EPU) như mức độ mơ hồ liên quan đến chính sách tài khóa, tiền tệ, luật pháp, làm tăng rủi ro trong dự báo và ra quyết định kinh tế vĩ mô. Yu & cộng sự (2021) định nghĩa bất định là sự nhận thức không chắc chắn của ban quản lý doanh nghiệp về môi trường kinh doanh tương lai, phản ánh sự khác biệt kỳ vọng và đánh giá rủi ro vi mô của từng doanh nghiệp.

Tóm lại, khái niệm bất định đã phát triển từ góc nhìn kinh tế vĩ mô như bất định chính sách và biến động chu kỳ sang các khía cạnh vi mô, thể hiện qua hành vi ra quyết định và kỳ vọng của doanh nghiệp. Cấp vĩ mô nhấn mạnh các chỉ số bất định chính sách vĩ mô, thường tăng trong thời kỳ khủng hoảng, chuyển giao chính quyền hay biến động thị trường, gây ra hiệu ứng trì hoãn trong đầu tư và điều chỉnh tài chính (Baker & cộng sự, 2016). Ở cấp vi mô, bất định doanh nghiệp thể hiện qua sự khó dự đoán về doanh thu, chi phí và dòng tiền, được đo bằng độ phân tán kỳ vọng của các chỉ tiêu kế toán, biến động doanh số và độ lệch chuẩn lợi nhuận (Awano & cộng sự, 2018; Bloom & cộng sự, 2018; Dan & Chung, 2022). Lược khảo dòng tài liệu về bất định cho thấy quá trình phát triển hiểu biết về bất định đang có sự mở rộng, cho thấy

tính đa chiều, bất định không chỉ là yếu tố rủi ro mà còn gắn với nhận thức và phản ứng chủ thể trong môi trường kinh tế phức tạp hiện đại (Yu & cộng sự, 2021).

2.1.3.2. Khái niệm bất định ngành

Bất định cấp ngành (industry uncertainty - UI) hình thành khi các biến động mang tính đặc thù của ngành, như thay đổi nhu cầu, công nghệ, cấu trúc cạnh tranh hoặc quy định làm cho triển vọng của toàn ngành trở nên khó dự báo (Tushman & Anderson, 2018). Lược khảo dòng tài liệu cho thấy, Duncan (1972) tạo nền tảng khái niệm rộng ban đầu về bất định môi trường ngành, tác giả không dùng thuật ngữ ’’ industry uncertainty’’ nhưng định nghĩa tương đồng về bất định môi trường tổ chức là sự thiếu hụt thông tin về các yếu tố môi trường làm cho nhà quản trị không thể dự đoán chính xác kết quả của các quyết định. Tác giả dựa trên khảo sát 2 nhóm tổ chức đại diện ngành sản xuất và nghiên cứu phát triển và đưa ra ba thành phần để làm rõ định nghĩa bất định môi trường: (i) thiếu thông tin liên quan đến các yếu tố môi trường, liên quan đến một tình huống ra quyết định nhất định; (ii) không biết kết quả của một quyết định cụ thể về mức độ thiệt hại mà tổ chức sẽ phải gánh chịu nếu quyết định đó không chính xác ; và (iii) không thể gán xác suất với bất kỳ mức độ tin cậy nào về việc các yếu tố môi trường sẽ ảnh hưởng như thế nào đến sự thành công hay thất bại của đơn vị ra quyết định trong việc thực hiện chức năng của nó. Hạn chế của Duncan (1972), là tác giả chưa tách riêng cấp độ ngành với cấp độ môi trường tổng thể. Theo Hrebiniak & Snow (1980), sự khác biệt ngành là một thành phần trung tâm của cấu trúc nhân quả môi trường, trong đó bất định là một khái niệm đa chiều gồm nhiều lĩnh vực độc lập. Nhóm tác giả chỉ ra cách hình thành bất định theo bối cảnh ngành từ năm chiều bất định độc lập (Thị trường tài chính/vốn, Quy định của chính phủ, Đối thủ cạnh tranh, Nhà cung cấp, Điều kiện chung). Điều này hàm ý, UI không phải là một biến đơn nhất mà phản ánh tổ hợp các yếu tố về cú sốc môi trường đặc thù của từng ngành. Trong nghiên cứu chiến lược, khung khái niệm được sử dụng rộng rãi để mô tả UI xuất phát từ Dess & Beard (1984). Tác giả xem UI là hệ quả của mức độ biến động và khó dự đoán của tăng trưởng, doanh số và điều kiện cạnh tranh trong một ngành theo thời gian. Theo cách hiểu này, UI là mức độ mà các điều kiện

kinh doanh trong ngành thay đổi nhanh và khó dự báo. Nhóm tác giả cũng chỉ ra bất định của môi trường ngành được phản ánh qua ba chiều cạnh như: (i) tính năng động của ngành (dynamism) gắn với sự bất ổn của kết quả kinh doanh và việc làm so với xu hướng dài hạn; (ii) tính phức tạp (complexity) liên quan đến mức độ tập trung/cấu trúc ngành ; và (iii) tính dồi dào nguồn lực (munificence) thường được vận hành bằng tăng trưởng của ngành. Khung này cho thấy UI là đặc trưng xuất phát từ sự biến động nội tại của môi trường cạnh tranh trong mỗi lĩnh vực. Cách tiếp cận đa tầng của Drnevich & West (2023) tiếp tục củng cố lập luận này khi phân tách bất định thành ba cấp: vĩ mô, cấp ngành và cấp doanh nghiệp. Theo đó UI là bất định phát sinh từ các thay đổi đặc thù của ngành, đóng vai trò trung gian giữa cú sốc vĩ mô và phản ứng vi mô của doanh nghiệp. Qua đó làm rõ UI là một cấu phần riêng biệt của bối cảnh bên ngoài tác động đến quyết định chiến lược của doanh nghiệp. Các tiếp cận gần đây mở rộng UI theo hướng nắm bắt "cú sốc" chung và sự không đồng nhất phản ứng trong ngành. Chẳng hạn, Dan & Chung (2022) sử dụng độ phân tán chéo của các cú sốc để phát triển chỉ số bất định riêng cho ngành ngân hàng. Campello & cộng sự (2024) đo UI bằng biến động hàm ý từ quyền chọn của các doanh nghiệp trong ngành vận tải biển, xem đây là "mô-men bậc hai" của cú sốc ngành. Các biến động này có thể chỉ phản ánh dao động thông thường của chu kỳ ngành, nhưng cũng có thể xuất hiện dưới dạng cú sốc làm xáo trộn ngành, khiến mức độ bất định khác nhau đáng kể giữa các ngành tùy theo đặc điểm nội tại và mức độ chịu tác động bởi các lực lượng bên ngoài (Baruník & cộng sự, 2024). UI có ý nghĩa đặc biệt đối với CR. Trong ngành sản xuất, mức độ bất định thị trường sản phẩm có quan hệ chặt chẽ với các chiến lược tái cấu trúc danh mục và phân bổ tài sản (Bergh, 1998). Ở cấp ngành ngân hàng, sự phân tán chéo về tài sản và lợi nhuận, nguồn vốn giữa các tổ chức cùng ngành phản ánh khác biệt kỳ vọng và động thái chiến lược trong điều kiện bất định gia tăng (Dan & Chung, 2022). Tại Việt Nam, tính bất định môi trường ngành được xem là yếu tố doanh nghiệp không thể kiểm soát nhưng tác động đồng thời đến toàn bộ doanh nghiệp trong ngành (Ngô Hoàng Thảo Trang, 2016).

Tổng quan tài liệu cho thấy, *Bất định ngành có thể được khái quát là mức độ biến động và khó dự báo của môi trường cạnh tranh đặc thù ngành mà các doanh nghiệp trong cùng một ngành phải đồng thời đối mặt tại một thời điểm*. Khác với bất định vĩ mô phản ánh cú sốc chung của toàn nền kinh tế, thường tác động ở mức rất rộng nhưng mức độ ảnh hưởng lên từng ngành có thể không giống nhau. Bất định cấp doanh nghiệp phần lớn phản ánh đặc thù nội tại của từng doanh nghiệp và không tạo ra áp lực cạnh tranh chung, chịu ảnh hưởng bởi yếu tố nội sinh riêng lẻ. Trong khi đó UI chính là một đặc trưng bối cảnh chung ở cấp ngành-năm, được suy ra từ mức độ phân tán của các cú sốc đặc thù doanh nghiệp trong cùng ngành mà mọi doanh nghiệp phải đối mặt. Vì vậy, UI cho phép phân tích tác động của CR trong đúng không gian cạnh tranh nơi các cú sốc thực sự phát sinh. Trong bối cảnh như vậy, CR có thể là cơ chế thích ứng quan trọng nhằm giảm thiểu rủi ro, nâng cao linh hoạt chiến lược và nắm bắt cơ hội do bất định tạo ra.

2.1.3.3. Các phương pháp đo lường bất định

Theo Kozeniauskas & cộng sự (2018), có ba loại bất định khác nhau đã được sử dụng trong các nghiên cứu hiện có: (i) các thước đo bất định về kết quả kinh tế vĩ mô (bất định vĩ mô - macro uncertainty); (ii) các thước đo về mức độ phân tán của kết quả doanh nghiệp (phân tán vi mô - micro dispersion); và (iii) các thước đo về mức độ bất định mà các tác nhân có đối với niềm tin của người khác (bất định bậc cao - higher-order uncertainty).

Đo lường bất định chính sách và doanh nghiệp

Baker & cộng sự (2016) xây dựng Chỉ số EPU từ tần suất từ khóa trong báo chí, bất đồng dự báo thuế và quy định hết hạn (sunset provisions), ảnh hưởng đến đầu tư và đổi mới theo ROT. Các nghiên cứu vi mô như Yu & cộng sự (2021) lượng hóa bất định doanh nghiệp bằng tần suất từ khóa bất định trong báo cáo thường niên, cho thấy bất định cao giảm đổi mới (số bằng sáng chế). He & cộng sự (2022) đo bất định chính sách kinh tế ở cấp doanh nghiệp từ ngôn ngữ. Fiori & Scoccianti (2023) dùng dữ liệu khảo sát INVIND (Ngân hàng Italia) tính khoảng kỳ vọng tăng trưởng doanh số (max-min) để tách biệt giữa bất định chiều tăng (upside uncertainty) và bất định chiều giảm

(downside uncertainty) thông qua khoảng max-min của dự báo doanh số từ khảo sát INVIND của Ngân hàng Italia. Những chỉ số này hỗ trợ nhận định bất định điều tiết CR bằng cách tăng chi phí điều chỉnh và trì hoãn quyết định tài chính.

Độ phân tán chéo và bất định ngành/cấp doanh nghiệp

Jurado & cộng sự (2015) cải tiến bằng độ biến động có điều kiện của sai số dự báo từ 279 chuỗi vĩ mô-tài chính (PCA), gộp thành chỉ số bất định vĩ mô/cấp doanh nghiệp (macro/firm-level uncertainty) sau loại bỏ phần dự báo được. Cách đo này vượt trội độ lệch chuẩn đơn thuần. Bloom & cộng sự (2018) đo bất định cấp ngành sản xuất qua độ phân tán chéo (cross-sectional dispersion) của một loại shock cấp nhà máy và tăng trưởng doanh thu/sản lượng công nghiệp theo năm-ngành-tần suất cao, kết hợp mô hình GARCH cho loại bất định vĩ mô. Dan & Chung (2022) phát triển đo lường bất định ngành ngân hàng Việt Nam từ phần dư mô hình động (tăng trưởng tài sản/vốn/lợi nhuận) theo thời gian nhưng dựa trên dữ liệu vi mô từ cấp ngân hàng để tổng hợp. Tác giả cho thấy chỉ số đo lường bất định bền vững với các phân tích độ nhạy. Buch & cộng sự (2015) dùng độ phân tán chéo của shocks ngân hàng, Dew-Becker & Giglio (2023) đo bất định bằng quyền chọn cổ phiếu. Plazzi & cộng sự (2008) đo từ lợi nhuận bất động sản thương mại. Chen & cộng sự (2015) đo từ độ lệch chuẩn lợi nhuận cổ phiếu phản ánh bất ổn gắn với chuyển đổi và CR. Gần đây, nhiều nghiên cứu cũng chỉ ra vai trò điều tiết của các dạng bất định khác nhau trong việc điều tiết HQHĐ của doanh nghiệp phi tài chính ở các bối cảnh môi trường khác nhau (Aprisma & Sudaryati, 2020; Chen & Xu, 2025; Koroma & Bein, 2024; Ozcan & cộng sự, 2024; Sun & cộng sự, 2025).

Nhìn chung, quá trình đo lường bất định đã phát triển đa dạng từ các proxy vĩ mô đơn giản (Baker & cộng sự, 2016) sang các chỉ số vi mô cấp doanh nghiệp và cấp ngành (Bloom & cộng sự, 2018; Dan & Chung, 2022; Fiori & Scoccianti, 2023) phản ánh sự đa dạng hóa theo nội dung và phạm vi, hỗ trợ lý thuyết ROT (Bloom, 2009) nhấn mạnh bất định làm trì hoãn đầu tư và đổi mới trong bối cảnh tái cấu trúc doanh nghiệp. Việc đo lường bất định đã phát triển mạnh mẽ trong hai thập kỷ qua, mở rộng từ các thước đo dựa trên văn bản bằng tần suất từ khóa bất định trong báo cáo thường niên

(He & cộng sự, 2022; Yu & cộng sự, 2021) đến độ biến động kỳ vọng của các cú sốc riêng lẻ ở cấp độ doanh nghiệp, sau khi loại bỏ thành phần chung của thị trường (Dew-Becker & Giglio, 2023) hoặc đo lường bằng sự phân tán chéo theo mặt cắt ngang của các cú sốc cấp doanh nghiệp (Bloom, 2009, 2014; Bloom & cộng sự, 2018) hoặc cấp ngành (Buch & cộng sự, 2015; Dan & Chung, 2022) hoặc sai số dự báo có điều kiện (Jurado & cộng sự, 2015). Với mục tiêu phân tích hiệu quả tác động của các kênh CR dưới điều kiện bất định ngành, Luận án lựa chọn thước đo "bất định dựa trên độ phân tán" làm phương pháp đo lường bất định ngành vì ba lý do sau:

*Thứ nhất, về nền tảng lý thuyết***.**

Các thước đo dựa trên độ phân tán bám sát tinh thần của dòng nghiên cứu về "uncertainty shocks" và bất định vi mô. Bloom & cộng sự (2018) đều xem độ phân tán chéo của tăng trưởng lợi nhuận, lợi suất cổ phiếu, tăng trưởng ngành như một proxy quan trọng cho bất định ở cấp ngành/doanh nghiệp, bổ sung cho các thước đo biến động đơn thuần. Jurado & cộng sự (2015) cũng nhấn mạnh bất định phải được đo như độ biến động của phần không dự báo được qua nhiều chuỗi, chứ không chỉ là độ lệch chuẩn của một biến đơn lẻ. Các thước đo dựa trên độ phân tán được luận án áp dụng dựa trên nền tảng kế thừa ý tưởng đo bất định bằng độ phân tán chéo của tăng trưởng lợi nhuận, doanh thu và dòng tiền (Bloom, 2009, 2014; Bloom & cộng sự, 2018) và kết hợp với phương pháp đo bất định ngành (Buch & cộng sự, 2015; Dan & Chung, 2022), để cụ thể ý tưởng tách phần dự báo được khỏi phần không dự báo được còn lại sau khi đã tách hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp và hiệu ứng cố định theo năm rồi dùng phần dư (residual) làm cú sốc. Bất định ngành được đại diện bởi mức độ phân tán chéo của các cú sốc đặc thù doanh nghiệp trong từng ngành-năm. Bên cạnh đó, cách đo này cho phép tạo chỉ số bất định theo năm-ngành để đưa vào mô hình GMM động như một biến điều tiết. Cụ thể cho từng biến số đo bất định được luận án xử lý thông qua mô hình tự hồi quy được thừa kế từ phương pháp của Dan & Chung (2022) như sau:

$$\Delta \log(X_{i,t}) = \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{i,t},$$

$$\text{Uncertainty Index}_{i,t} = UI_{i,t} = SD(\varepsilon_{i,t})$$

Phương pháp này phù hợp khi luận án muốn xem xét UI điều tiết tác động của CR đến HQHĐ như thế nào ? Vì nó phản ánh mức "nhiễu" mà mọi doanh nghiệp phải đối mặt trong cùng ngành. Theo cơ sở về khái niệm đa chiều của UI, một câu hỏi được đặt ra là thước đo này nên tập trung vào các yếu tố cốt lõi nào? Doanh thu phản ánh rủi ro thị trường và cầu sản phẩm. Dòng tiền quyết định khả năng thanh khoản và thực hiện tái cấu trúc. Lợi nhuận đo lường hiệu quả kinh doanh và kỳ vọng nhà đầu tư. Nhiều nghiên cứu thừa nhận đo biến động hay bất định cần bám vào "đầu vào ra quyết định" của doanh nghiệp như: doanh thu (Bergh, 1998; Bloom & cộng sự, 2018; Wernerfelt & Karnani, 1987) , dòng tiền (Bloom, 2014; Chang & cộng sự, 2024) và lợi nhuận của Khurana & Lippincott (2000). Do đó, luận án hướng đến việc lựa chọn đo UI từ 3 yếu tố cốt lõi này.

Thứ hai, về tính khả thi và chất lượng dữ liệu ở Việt Nam.

Trong bối cảnh Việt Nam, việc xây dựng các thước đo bất định dựa trên văn bản (text) gặp nhiều rào cản, vì báo cáo thường niên của doanh nghiệp Việt nam viết rất đa dạng, chất lượng ngôn ngữ không đồng nhất, pha trộn tiếng Việt - tiếng Anh, và thay đổi mạnh theo thời gian. Thước đo bất định chủ quan dựa trên khảo sát như Fiori & Scoccianti (2023) gần như không khả thi với luận án, vì thực trạng nguồn lực hạn chế của bộ khảo sát quản lý quy mô lớn, dài hạn. Theo cách của các tác giả Bloom & cộng sự (2018), Buch & cộng sự (2015), Dan & Chung (2022) đã dùng chính số liệu vi mô của doanh nghiệp để suy ra bất định ngành/cấp doanh nghiệp. Cách làm này không phụ thuộc báo chí, không lệ thuộc vào chỉ số EPU nước ngoài và minh bạch, có thể giúp luận án đạt được mục tiêu nghiên cứu điều kiện bất định ngành được tạo ra từ các sốc của hoạt động. Phương pháp đo lường này giúp luận án có thể xây dựng được thước đo UI bằng phương pháp PCA dựa trên mức độ bất định 3 yếu tố cốt lõi đã nêu trên.

Thứ ba, so sánh với các phương pháp đo khác.

So sánh với phương pháp đo bằng biến động thị trường cổ phiếu chủ yếu phản ánh nghiêng về bất định tài chính và tâm lý nhà đầu tư, không phù hợp với mục tiêu của luận án. Ví dụ với bất định thị trường hay bất định ngành mà doanh nghiệp đối mặt

khi quyết định CR, phương pháp biến động không đáp ứng được. Đo bằng EPU (cho Việt Nam) hữu ích ở tầm vĩ mô nhưng không phù hợp để luận án giải thích khác biệt tác động của từng loại hình CR. Theo Đặng Văn Dân (2023) "lợi thế của phép đo này là không yêu cầu tần suất dữ liệu thị trường, cũng như giải quyết các vấn đề liên quan đến độ chính xác và độ tin cậy của thông tin trên báo chí như các chỉ số bất định dựa trên khai thác văn bản".

2.2. Cơ sở lý thuyết giải thích tác động của tái cấu trúc đến hiệu quả hoạt động

2.2.1. Lý thuyết phục hồi doanh nghiệp

Lý thuyết phục hồi doanh nghiệp (Turnaround Theory Corporate, TTC) được phát triển nhằm giải thích cách doanh nghiệp phản ứng khi HQHĐ suy giảm hoặc nguy cơ khó khăn tài chính gia tăng. Theo cách tiếp cận này, doanh nghiệp thường triển khai các chiến lược CR như thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí và điều chỉnh cấu trúc tài chính nhằm ổn định hoạt động và tạo nền tảng cho phục hồi trong giai đoạn tiếp theo (Sudarsanam & Lai, 2001). Trong quá trình phát triển của lý thuyết, chiến lược thu hẹp được xem là cấu phần trung tâm của giai đoạn đầu phục hồi. Robbins & Pearce (1992) cho rằng phục hồi thường diễn ra theo hai giai đoạn gồm thu hẹp hoạt động để ổn định doanh nghiệp và phục hồi nhằm tái lập tăng trưởng. Theo đó, thu hẹp không phải là mục tiêu cuối cùng mà là bước đi ban đầu giúp doanh nghiệp cải thiện khả năng tồn tại và chuẩn bị cho các chiến lược phục hồi tiếp theo. Tương tự, Morrow & cộng sự (2004) cũng xem cắt giảm chi phí và thu hẹp tài sản là những phản ứng phổ biến của doanh nghiệp trong giai đoạn suy giảm hiệu quả. Tuy nhiên, các nghiên cứu sau này cho thấy hiệu quả của thu hẹp không mang tính đồng nhất. TTC dần chuyển từ cách tiếp cận tuyến tính "cắt giảm để phục hồi" sang cách tiếp cận có điều kiện hơn, trong đó hiệu quả của CR phụ thuộc vào mức độ, thời điểm triển khai và bối cảnh hoạt động của doanh nghiệp (Sudarsanam & Lai, 2001). Thu hẹp không được xem là một hành vi đồng nhất mà bao gồm nhiều hình thức điều chỉnh như thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí và điều chỉnh cấu trúc tài chính. Morrow & cộng sự (2004) cho rằng lựa chọn giữa cắt giảm chi phí và thu hẹp tài sản cần được đặt trong bối cảnh môi trường cạnh tranh của doanh nghiệp. Lim & cộng sự (2013)

nhấn mạnh rằng hiệu quả của thu hẹp còn phụ thuộc vào cơ chế tạo lập giá trị và khả năng duy trì nền tảng nguồn lực của doanh nghiệp. Từ cách tiếp cận này, TTC cung cấp cơ sở lý thuyết phù hợp cho luận án khi xem các chiến lược thu hẹp tài sản (CRA), cơ cấu giảm nợ (CRD) và cắt giảm chi phí hoạt động (CRC) là những phản ứng chiến lược của doanh nghiệp trước áp lực suy giảm hiệu quả và môi trường bất lợi.

2.2.2. Lý thuyết cứng nhắc trước mối đe dọa

Lý thuyết cứng nhắc trước mối đe dọa (Threat-Rigidity Theory, TRT) được phát triển bởi Staw & cộng sự (1981) nhằm giải thích phản ứng của tổ chức khi đối mặt với các mối đe dọa hoặc điều kiện môi trường bất lợi. Theo lý thuyết này, khi nhận thức mức độ bất định hoặc áp lực môi trường gia tăng, doanh nghiệp có xu hướng thu hẹp phạm vi ra quyết định, tăng cường kiểm soát nội bộ và ưu tiên các hành vi phòng vệ nhằm bảo toàn nguồn lực hiện có. Staw & cộng sự (1981) cho rằng phản ứng phổ biến của tổ chức trước đe dọa là giảm mức độ tìm kiếm thông tin mới, hạn chế các lựa chọn chiến lược và tập trung vào các hoạt động quen thuộc nhằm giảm thiểu rủi ro. Trong quá trình phát triển, TRT được mở rộng để giải thích hành vi điều chỉnh chiến lược của doanh nghiệp trong môi trường bất định. Theo lý thuyết này, các doanh nghiệp đối mặt với áp lực suy giảm hiệu quả hoặc bất ổn môi trường thường có xu hướng ưu tiên ổn định ngắn hạn thay vì theo đuổi các chiến lược tăng trưởng mang tính rủi ro cao. Điều này làm cho các hành vi thu hẹp hoạt động, cắt giảm chi phí và bảo toàn dòng tiền trở thành những phản ứng chiến lược phổ biến trong điều kiện bất lợi. Hrebiniak & Snow (1980) cho rằng mức độ bất định môi trường có ảnh hưởng đáng kể đến cách doanh nghiệp nhận thức và phản ứng chiến lược trước thay đổi của môi trường ngành. Tương tự, Dess & Beard (1984) nhấn mạnh tính phức tạp và biến động của môi trường ngành có thể làm gia tăng áp lực thích ứng đối với doanh nghiệp, từ đó ảnh hưởng đến hành vi tổ chức và lựa chọn chiến lược. Như vậy, TRT không xem phản ứng phòng vệ là hiện tượng bất thường, mà là hệ quả mang tính hành vi của doanh nghiệp khi đối mặt với bất định và áp lực môi trường bất lợi. Trong bối cảnh nghiên cứu này, TRT cung cấp nền tảng lý thuyết phù hợp để

lý giải xu hướng doanh nghiệp thực hiện các chiến lược CR mang tính phòng vệ dưới điều kiện bất định ngành.

2.2.3. Lý thuyết dựa trên nguồn lực

Lý thuyết dựa trên nguồn lực (Resource-Based View, RBV) bắt nguồn từ nghiên cứu kinh điển của Penrose (1959), được phát triển nhằm giải thích nguồn gốc của lợi thế cạnh tranh và sự khác biệt về HQHĐ giữa các doanh nghiệp. Khác với các cách tiếp cận truyền thống nhấn mạnh vai trò của cấu trúc ngành hoặc vị thế thị trường, RBV cho rằng doanh nghiệp cần được xem như một tập hợp các nguồn lực và năng lực mang tính chiến lược (Wernerfelt, 1984). Theo cách tiếp cận này, khả năng tạo ra và duy trì HQHĐ vượt trội phụ thuộc vào việc doanh nghiệp sở hữu và khai thác các nguồn lực có giá trị, khan hiếm, khó bắt chước và khó thay thế (Barney, 1991). Trong quá trình phát triển, RBV dần chuyển từ cách nhìn tĩnh về nguồn lực sang cách tiếp cận nhấn mạnh vai trò của năng lực tổ chức và khả năng tái cấu hình nguồn lực trong môi trường biến động. Wernerfelt (1984) là một trong những nghiên cứu nền tảng đầu tiên đề xuất doanh nghiệp có thể đạt được lợi thế cạnh tranh thông qua việc kiểm soát và khai thác hiệu quả các nguồn lực chiến lược hơn là chỉ tập trung vào sản phẩm hoặc vị thế thị trường. Barney (1991) tiếp tục phát triển lập luận, kế đó Peteraf (1993) mở rộng RBV bằng cách nhấn mạnh về lợi thế cạnh tranh không chỉ phụ thuộc vào việc sở hữu nguồn lực mà còn phụ thuộc vào khả năng duy trì tính không đồng nhất của nguồn lực giữa các doanh nghiệp. Theo tác giả, các điều kiện như hạn chế cạnh tranh, khó chuyển giao nguồn lực và tính không hoàn hảo của thị trường là cơ sở giúp doanh nghiệp duy trì hiệu quả vượt trội trong dài hạn. Trong bối cảnh môi trường kinh doanh ngày càng biến động, RBV tiếp tục được mở rộng thông qua lý thuyết năng lực động. Teece & cộng sự (1997) cho rằng lợi thế cạnh tranh không chỉ đến từ việc sở hữu nguồn lực, mà còn phụ thuộc vào khả năng tái cấu hình, tích hợp và điều chỉnh nguồn lực nhằm thích ứng với thay đổi của môi trường. Cách tiếp cận này hàm ý, các quyết định CR không chỉ tác động đến hiệu quả ngắn hạn mà còn ảnh hưởng đến khả năng duy trì năng lực cạnh tranh trong dài hạn.

Tóm lại các phân tích trên cho thấy theo quan điểm của RBV sẽ giúp luận án giải thích tác động các chiến lược CRA, CRD và CRC không chỉ phản ánh phản ứng nhằm cải thiện HQHĐ trong ngắn hạn, mà còn có thể ảnh hưởng đến khả năng duy trì nguồn lực chiến lược và năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp trong dài hạn.

2.3. Cơ sở lý thuyết về vai trò điều tiết của bất định ngành

2.3.1. Lý thuyết ngữ cảnh

Lý thuyết ngữ cảnh (Contingency Theory, COT) được xem là nền tảng quan trọng trong nghiên cứu quản trị chiến lược khi cho rằng không tồn tại một mô hình quản trị hoặc chiến lược tối ưu áp dụng cho mọi doanh nghiệp. Nguồn gốc của lý thuyết này gắn với các nghiên cứu của Burns & Stalker (1994), Lawrence & cộng sự (1967) khi các tác giả lập luận về hiệu quả tổ chức phụ thuộc vào mức độ phù hợp giữa cấu trúc tổ chức và môi trường hoạt động. Trong môi trường ổn định, cấu trúc quản trị cơ học thường hiệu quả hơn, ngược lại, môi trường biến động cao đòi hỏi tính linh hoạt lớn hơn. Từ thập niên 1970, Lý thuyết COT được mở rộng sang lĩnh vực chiến lược doanh nghiệp. Chandler Jr (1969) với luận điểm cho rằng cấu trúc tổ chức được định hình theo chiến lược và Galbraith (1973) với cách tiếp cận xử lý thông tin đều nhấn mạnh bất định môi trường làm thay đổi yêu cầu quản trị và lựa chọn chiến lược của doanh nghiệp. Sau đó, Venkatraman (1989) phát triển khái niệm sự phù hợp chiến lược (strategic fit), theo đó hiệu quả doanh nghiệp phụ thuộc vào mức độ phù hợp giữa chiến lược và điều kiện môi trường. Trong nghiên cứu bất định môi trường, Dess & Beard (1984) cho rằng môi trường có tính biến động cao làm gia tăng khó khăn trong dự báo và làm giảm hiệu quả của các chiến lược cứng nhắc. Hrebiniak & Snow (1980) tiếp tục lập luận về phản ứng chiến lược của doanh nghiệp khác nhau giữa các ngành có mức độ bất định khác nhau. Donaldson (2001) hệ thống hóa Lý thuyết COT khi cho rằng hiệu quả tổ chức phụ thuộc vào khả năng điều chỉnh cấu trúc và chiến lược nhằm tái lập trạng thái phù hợp với điều kiện môi trường thay đổi. Trong luận án, Lý thuyết COT được sử dụng để lý giải về việc mức độ tác động của các chiến lược CR theo hướng phòng vệ không mang tính cố định mà phụ thuộc

vào mức độ bất định của môi trường ngành. Theo đó, bất định ngành được xem như một điều kiện giới hạn có khả năng làm thay đổi tác động của CR đến HQHĐ.

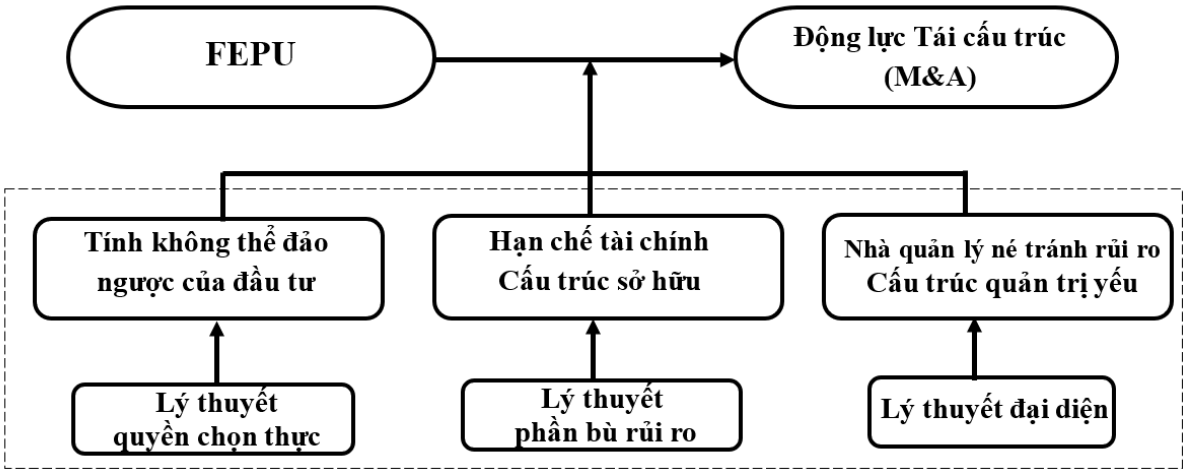
2.3.2. Lý thuyết quyền chọn thực

Lý thuyết quyền chọn thực (Real Options Theory, ROT) được phát triển từ lý thuyết quyền chọn tài chính của Black & Scholes (1973), Merton (1973), trước khi được Myers (1977) mở rộng sang các quyết định đầu tư thực của doanh nghiệp. Theo Myers (1977), các dự án đầu tư không chỉ tạo ra dòng tiền hiện tại mà còn chứa đựng quyền chọn chiến lược, cho phép doanh nghiệp trì hoãn, mở rộng hoặc thu hẹp đầu tư tùy theo sự thay đổi của môi trường. Sự phát triển của lý thuyết này tập trung vào mối quan hệ giữa bất định và đầu tư không thể đảo ngược. Bernanke (1983) cho rằng doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn đầu tư trong điều kiện bất định cao nhằm chờ thêm thông tin mới. McDonald & Siegel (1986) tiếp tục chứng minh giá trị của việc "chờ đợi" gia tăng cùng với mức độ bất định môi trường. Dixit & Pindyck (1994) sau đó hệ thống hóa lý thuyết này thành khuôn khổ phân tích đầu tư dưới bất định, nhấn mạnh vai trò của tính linh hoạt chiến lược. Trong quản trị chiến lược, Bowman & Hurry (1993) cho rằng doanh nghiệp có thể tạo ra và khai thác các lựa chọn chiến lược thông qua việc duy trì khả năng linh hoạt và tái triển khai nguồn lực trước biến động môi trường. Dưới góc nhìn ROT, các chiến lược CR mang tính phòng vệ như CRA, CRD hoặc CRC có thể được xem như những cơ chế nhằm giảm mức độ cam kết nguồn lực không thể đảo ngược, qua đó bảo toàn giá trị linh hoạt trong bối cảnh bất định gia tăng. Tuy nhiên, ROT không mặc định mọi hành vi thu hẹp đều tạo giá trị. Nếu CR diễn ra quá mức, doanh nghiệp có thể đánh mất các nguồn lực và năng lực chiến lược quan trọng, làm suy giảm khả năng phục hồi và tăng trưởng dài hạn (Guthrie & Datta, 2008; Morrow & cộng sự, 2004). Bloom (2009) cho thấy các cú sốc bất định làm doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và tuyển dụng, dẫn đến suy giảm ngắn hạn trong hoạt động kinh tế. Do đó, ROT được sử dụng để lý giải về việc UI làm thay đổi giá trị của tính linh hoạt chiến lược như thế nào? từ đó làm thay đổi tác động của CR đến HQHĐ.

2.3.3. Cơ chế điều tiết của bất định ngành trong hoạt động tái cấu trúc

- *Cơ chế tác động cấp doanh nghiệp*

Theo ROT, khi bất định gia tăng, giá trị của việc chờ đợi thông tin trước khi thực hiện các quyết định có tính cam kết và khó đảo ngược cũng tăng lên (Dixit & Pindyck, 1994). Vì vậy, doanh nghiệp có xu hướng thận trọng hơn trong các quyết định đầu tư và tái phân bổ nguồn lực. Zhang & cộng sự (2025) minh họa cơ chế này trong bối cảnh M&A dưới bất định chính sách cấp doanh nghiệp. Luận án sử dụng cơ chế này như một cơ sở khái quát để lý giải vì sao bất định có thể làm thay đổi hành vi tái cấu trúc của doanh nghiệp. Bất định có thể làm gia tăng phần bù rủi ro và chi phí tài trợ, qua đó làm tăng ràng buộc tài chính và khiến doanh nghiệp thận trọng hơn trong các quyết định chiến lược (Bloom, 2014). Dưới góc độ lý thuyết đại diện, sự khác biệt về lợi ích và mức độ chấp nhận rủi ro giữa nhà quản lý và chủ sở hữu cũng có thể ảnh hưởng đến lựa chọn CR khi môi trường trở nên khó dự báo (Eisenhardt, 1989; Jensen & Meckling, 1976). Như vậy, Ở cấp doanh nghiệp, bất định có thể ảnh hưởng đến quyết định chiến lược thông qua các kênh như giá trị chờ đợi, ràng buộc tài chính và cơ chế quản trị. Hình 2.2 được sử dụng để minh họa các kênh tác động này trước khi luận án mở rộng lập luận sang bất định ở cấp ngành.



Nguồn: Zhang và cộng sự (2025)

Hình 2.2: Cơ chế trung gian về tác động của bất định đến động cơ tái cấu trúc

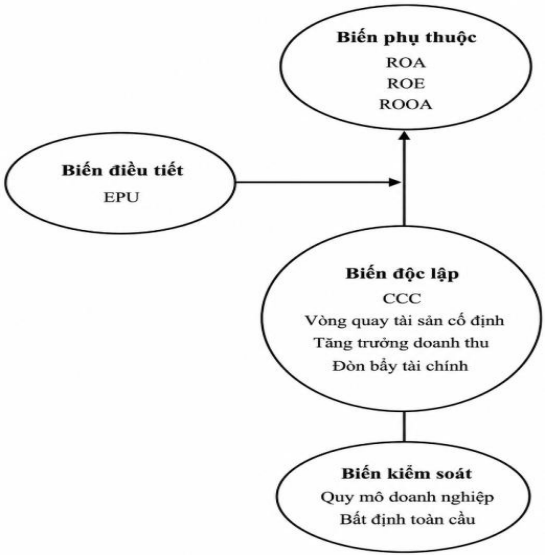
Trên cơ sở này, luận án tiếp tục mở rộng lập luận sang bối cảnh bất định ngành. Đây là loại bất định mà doanh nghiệp trực tiếp đối mặt với các biến động của thị trường sản phẩm và môi trường cạnh tranh.

- *Mở rộng với cơ chế tác động không gian ngành*

Về phương diện khái niệm, bất định ngành có thể được xem là một cấu phần cụ thể của bất định môi trường (environmental uncertainty). Theo Dess & Beard (1984), bất định môi trường ngành bao gồm các thành tố như tính năng động của ngành, mức độ phức tạp và mức độ cạnh tranh, phản ánh sự biến động khó dự đoán của điều kiện thị trường. Trong đó, tính động ngành, chính là biểu hiện trực tiếp của bất định ở cấp ngành. Bergh (1998) cũng cho rằng bất định thị trường sản phẩm là yếu tố trung tâm chi phối các quyết định tái cấu trúc danh mục của nhóm ngành sản xuất. Theo Baruník & cộng sự (2024), một cú sốc cụ thể gây ra bất định liên quan đến bất kỳ ngành nào. Nếu những ngành công nghiệp thiết yếu bị ảnh hưởng, điều đó có thể gây ra những hậu quả nghiêm trọng cho các ngành công nghiệp khác. Tác động tổng hợp lên toàn bộ mạng lưới, làm thắt chặt hoặc làm suy yếu mạng lưới bất định cuối cùng được truyền tải đến nền kinh tế thực. Acemoglu & cộng sự (2012) ghi nhận những biến động tổng thể đáng kể có thể bắt nguồn từ các yếu tố đặc thù của từng công ty. Trong mạng lưới ngành, điều này có thể liên quan đến sự sụt giảm hoạt động thực tế, thể hiện một tín hiệu kịp thời (Baruník & cộng sự, 2024). Đáng chú ý, Atalay (2017) chỉ ra rằng 83% biến động trong tăng trưởng sản lượng tổng hợp có thể được quy cho các cú sốc riêng biệt ở cấp ngành. Để nắm bắt bất định gắn với cấu trúc công nghiệp (đặc biệt là do các doanh nghiệp lớn chi phối), các nghiên cứu gần đây đã khai thác thông tin về biến động hoặc các cú sốc bất định, qua đó nhấn mạnh tầm quan trọng của mạng lưới bất định ngành trong việc phản ánh cơ chế lan truyền của biến động (Acemoglu & cộng sự, 2012; Herskovic & cộng sự, 2020). Carvalho & Gabaix (2013) lập luận rằng biến động vi mô cơ bản đặc thù theo ngành có sức mạnh giải thích đáng kể và có thể đóng vai trò như một tín hiệu cảnh báo sớm về những biến động của biến động vĩ mô. Do đó, UI không phải là một khái niệm tách biệt, mà là một biểu hiện vi mô hơn của bất định môi trường, vận hành ở cấp độ thị

trường sản phẩm nơi doanh nghiệp trực tiếp cạnh tranh trong cùng nhóm ngành. Mặc dù các nghiên cứu trước đây chủ yếu xem xét bất định ở cấp độ vĩ mô hoặc chính sách vi mô doanh nghiệp, song cơ chế tác động được xây dựng bởi các lý thuyết nền tảng hoàn toàn có thể mở rộng sang bối cảnh bất định ngành. Khoảng trống lý thuyết hiện nay nằm ở việc thiếu sự tích hợp và kiểm định các cơ chế này trong không gian ngành cụ thể.

Ở góc độ quản trị, bất định được chứng minh là yếu tố ảnh hưởng đáng kể đến hành vi đầu tư và tái phân bổ nguồn lực của doanh nghiệp. Bloom (2009) cho thấy các cú sốc bất định khiến doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn đầu tư và điều chỉnh nguồn lực, trong khi Campello & cộng sự (2024) cung cấp bằng chứng rằng bất định cao làm chậm cả đầu tư và thoái đầu tư, qua đó cản trở quá trình tái cấu trúc tài sản. Trong khi Wang & cộng sự (2024), Zheng & Wen (2023) chỉ ra bất định làm thay đổi mối quan hệ giữa quyết định tài chính và HQHĐ. Các kết quả này phù hợp với ROT, doanh nghiệp có động cơ trì hoãn các quyết định khó đảo ngược khi mức độ bất định tăng cao. Bằng chứng thực nghiệm gần đây củng cố vai trò của bất định như một yếu tố điều tiết (Koroma & Bein, 2024).



Nguồn: (Koroma & Bein, 2024)

Hình 2.3: Vai trò điều tiết của bất định đối với hiệu quả hoạt động

Bất định ngành khác với bất định vĩ mô, nó phản ánh các cú sốc đặc thù lan tỏa trong cùng một ngành và ảnh hưởng đồng thời đến chiến lược cũng như hiệu quả của các

doanh nghiệp trong ngành đó (Hrebiniak & Snow, 1980). Các cú sốc công nghệ hoặc cạnh tranh có thể làm gia tăng bất định môi trường và dẫn đến những thay đổi đáng kể trong hành vi chiến lược của doanh nghiệp (Tushman & Anderson, 1986, tái bản 2018). Do đó, bất định ngành không chỉ tác động trực tiếp đến HQHĐ, mà còn có khả năng làm thay đổi cơ chế tác động của các chiến lược CR. Tổng hợp các lập luận trên cho thấy, bất định ngành có cơ sở vững chắc để được xem là biến điều tiết trong mối quan hệ giữa CR và HQHĐ. Cụ thể, tác động của CRA, CRC và CRD đến hiệu quả doanh nghiệp có thể bị suy yếu, khuếch đại hoặc thậm chí đảo chiều tùy thuộc vào mức độ bất định ngành mà doanh nghiệp phải đối mặt.

2.3.4. Cơ chế điều tiết đối với tái cấu trúc tài sản

Theo RBV, tài sản và các nguồn lực do doanh nghiệp kiểm soát có thể là nền tảng tạo lợi thế cạnh tranh và hiệu quả hoạt động (Barney, 1991; Penrose, 1959; Wernerfelt, 1984). Trên cơ sở đó, RBV động nhấn mạnh khả năng tích hợp và tái cấu hình nguồn lực để thích ứng với môi trường biến động (Teece & cộng sự, 1997). Vì vậy, CRA có thể tạo giá trị khi loại bỏ các tài sản kém hiệu quả hoặc không còn phù hợp và tái phân bổ nguồn lực cho những hoạt động có giá trị cao hơn. Tuy nhiên, hiệu quả của chiến lược này phụ thuộc vào đặc điểm của nguồn lực bị điều chỉnh và bối cảnh thực hiện. Bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động của thu hẹp tài sản mang tính điều kiện. Campello & cộng sự (2024) chứng minh bất định làm chậm quá trình tái cấu trúc tài sản. Morrow & cộng sự (2004) chỉ ra trong các ngành đang tăng trưởng, CRA có thể cải thiện HQHĐ thông qua việc nâng cao hiệu suất sử dụng nguồn lực, trong khi ở các ngành suy giảm, có nguy cơ làm suy yếu năng lực cốt lõi và dẫn đến kết quả kém hiệu quả hơn. CRA thường được kích hoạt bởi giám sát từ thị trường vốn và áp lực từ nhà đầu tư nhằm tối ưu phân bổ nguồn lực (Forcadell & cộng sự, 2025). Kết quả của các nghiên cứu trước đều cho thấy hiệu quả của CRA phụ thuộc vào bối cảnh ngành, nhưng các tác giả chưa kiểm soát môi trường bất định ngành. Bổ sung cho quan điểm này, Sudarsanam & Lai (2001) nhấn mạnh rằng hiệu quả của các chiến lược CR trong giai đoạn suy giảm hiệu suất chịu ảnh hưởng mạnh bởi điều kiện doanh nghiệp và môi trường. Dưới góc độ ROT, bất định cũng có thể tạo cơ hội điều chỉnh

linh hoạt nhưng việc thu hẹp tài sản quá mức sẽ mất cơ hội mở rộng, giảm tính linh hoạt chiến lược và khó thích ứng trước biến động thị trường (Drnevich & West, 2023). Khi bất định gia tăng, doanh nghiệp có xu hướng tạm trì hoãn đầu tư và điều chỉnh nguồn lực, làm chậm quá trình tái phân bổ (Bloom, 2009). Dưới góc độ RBV, thu hẹp tài sản có thể trở nên bất lợi nếu doanh nghiệp loại bỏ các nguồn lực có vai trò đối với khả năng tạo giá trị trong tương lai. Lim & cộng sự (2013) cho thấy CRA có thể làm xói mòn nền tảng tạo lợi tức tương lai đối với các doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào nguồn lực. Cơ chế có thể được minh họa như sau:

CRA → tài sản chiến lược ↓ → khả năng thích ứng và tạo giá trị ↓ → HQHĐ ↓

Khi bất định ngành gia tăng, nhu cầu duy trì các nguồn lực hỗ trợ khả năng thích ứng và phản ứng trước biến động trở nên quan trọng hơn. Vì vậy, việc thu hẹp hoặc loại bỏ các tài sản chiến lược có thể gây tổn thất lớn hơn đối với khả năng thích ứng và tạo giá trị của doanh nghiệp, qua đó làm tác động tiêu cực của CRA đến HQHĐ trở nên mạnh hơn. Đây là cơ sở để luận án kỳ vọng bất định ngành khuếch đại tác động tiêu cực của CRA đến HQHĐ.

2.3.5. Cơ chế điều tiết đối với tái cấu trúc chi phí hoạt động

Lý thuyết đại diện (Agency Theory) được đặt nền móng bởi Jensen & Meckling (1976), cho rằng sự tách biệt giữa quyền sở hữu và quyền kiểm soát tạo ra xung đột lợi ích, phát sinh chi phí giám sát và chi phí đại diện, từ đó làm suy giảm giá trị và HQHĐ nếu thiếu cơ chế kỷ luật phù hợp. Jensen (1986) tiếp tục phát triển lập luận "free cash flow-dòng tiền tự do", nhấn mạnh vai trò của nợ và các cam kết chi trả như cơ chế kỷ luật tài chính, hạn chế khuynh hướng đầu tư quá mức/phi hiệu quả của nhà quản trị. Lý thuyết đại diện cung cấp khung giải thích về các quyết định CR có thể là công cụ giảm chi phí đại diện bằng cách thu hẹp phạm vi đầu tư ngoài năng lực lõi, tái phân bổ nguồn lực và tăng cường kỷ luật dòng tiền, qua đó cải thiện HQHĐ. Lim & cộng sự (2013) cho rằng cắt giảm chi phí chỉ tạo ra giá trị khi phù hợp với cơ chế tạo lập lợi nhuận của doanh nghiệp, và trong một số trường hợp có thể làm xói mòn các năng lực vận hành quan trọng. Banker & Byzalov (2014) cung cấp nền tảng lý thuyết quan trọng, chi phí không điều chỉnh tức thời theo doanh thu do sự tồn tại của

nguồn lực dư thừa và chi phí điều chỉnh nguồn lực. Tương tự, Guthrie & Datta (2008) cho thấy tác động tiêu cực của downsizing đến hiệu quả doanh nghiệp trở nên mạnh hơn dưới những điều kiện ngành nhất định, phù hợp với lập luận của TRT. Theo RBV, nhiều khoản chi phí như đào tạo, marketing, nghiên cứu phát triển và quản trị nguồn nhân lực thực chất là những khoản đầu tư hỗ trợ việc hình thành năng lực cạnh tranh dài hạn của doanh nghiệp (Barney, 2001; Lim & cộng sự, 2013). Do đó, việc cắt giảm chi phí quá mức có thể làm suy giảm nguồn lực chiến lược và làm giảm HQHĐ trong tương lai. Kết quả là CRC có thể tác động tiêu cực đến HQHĐ. Tuy nhiên, tác động này phụ thuộc vào mức độ bất định của môi trường ngành. Khi phải đối mặt với các mối đe dọa từ môi trường bên ngoài, doanh nghiệp có xu hướng tập trung nguồn lực vào các hoạt động cốt lõi và tăng cường kiểm soát chi phí nhằm đảm bảo khả năng tồn tại (Morrow & cộng sự, 2004). Đồng thời, ROT cho rằng giá trị của tính linh hoạt chiến lược gia tăng khi mức độ bất định tăng lên (Drnevich & West, 2023). Trong điều kiện đó, lợi ích từ việc giảm chi phí cố định và nâng cao khả năng điều chỉnh nguồn lực trở nên quan trọng hơn, qua đó bù đắp một phần những tác động bất lợi do cắt giảm chi phí gây ra. Theo quan điểm này, bất định ngành có xu hướng làm suy yếu tác động tiêu cực của CRC đến HQHĐ. Cơ chế có thể được minh họa như sau:

CRC → Nguồn lực chiến lược↓→ năng lực vận hành và đổi mới ↓ → HQHĐ↓

Tuy nhiên, khi bất định ngành gia tăng, giá trị của tính linh hoạt trong điều chỉnh chi phí có thể tăng lên và bù đắp một phần những tổn thất do cắt giảm nguồn lực chiến lược gây ra. Vì vậy, tác động tiêu cực của CRC đến HQHĐ được kỳ vọng trở nên yếu hơn khi mức độ bất định ngành tăng.

2.3.6. Cơ chế điều tiết đối với tái cấu trúc tài chính

Đối với tái cấu trúc tài chính, các bằng chứng cho thấy các quyết định điều chỉnh cũng mang tính điều kiện. Koh & cộng sự (2015) chỉ ra rằng lựa chọn chiến lược tái cấu trúc tài chính phụ thuộc vào vòng đời doanh nghiệp và mức độ khó khăn tài chính. Trong khi Denis & Kruse (2000) ghi nhận rằng các điều chỉnh tài chính thường gắn với cải thiện HQHĐ sau giai đoạn suy giảm hiệu suất. Ngoài ra, các nghiên cứu gần đây cũng xác nhận vai trò điều tiết của bất định trong mối quan hệ giữa quản trị vốn

lưu động và khả năng sinh lời (Koroma & Bein, 2024). Tái cấu trúc tài chính sử dụng đòn bẩy và chính sách chi trả như cơ chế kỷ luật để hạn chế hành vi cơ hội, đặc biệt trong các doanh nghiệp có vấn đề "dòng tiền tự do" (Jensen, 1986; Mansour & cộng sự, 2022), dù CRD có thể tiêu cực nếu thiếu giám sát (Umar, 2023; Vo & cộng sự, 2024). Mặc dù các nghiên cứu này không trực tiếp phân tích vai trò của UI, nhưng gợi ý về hiệu quả của CRD phụ thuộc vào bối cảnh ra quyết định. Giảm nợ có thể giúp doanh nghiệp giảm chi phí lãi vay và cải thiện sự ổn định tài chính (Koh & cộng sự, 2015). Theo ROT, giá trị của tính linh hoạt tài chính gia tăng khi môi trường ngành trở nên bất định. Trong bối cảnh đó, doanh nghiệp có thể phân bổ nguồn vốn nhằm ứng phó với các biến động khó dự báo cũng như khai thác các cơ hội đầu tư mới (Campello & cộng sự, 2024; Drnevich & West, 2023). Cơ chế được mô tả như sau:

CRD → gánh nặng nợ & chi phí tài chính↓ → ổn định tài chính↑→ HQHĐ ↑

Khi UI gia tăng, giá trị của thanh khoản và tính linh hoạt tài chính trở nên lớn hơn. Khi đó, mặc dù giảm nợ vẫn có thể giúp doanh nghiệp giảm áp lực tài chính. Việc sử dụng nguồn lực để giảm nợ có thể làm thu hẹp phần đệm thanh khoản và hạn chế khả năng tài trợ cho các cơ hội đầu tư hoặc ứng phó với các cú sốc bất ngờ. Vì vậy, lợi ích tích cực của CRD đối với HQHĐ có thể suy yếu khi mức độ bất định ngành tăng.

2.3.7. Tóm lược cơ sở lý thuyết cho vai trò điều tiết của bất định ngành

Tổng quan của Bloom (2014) chỉ ra rằng bất định từ biến động thị trường, bất định vĩ mô đến bất định chính sách đều có ảnh hưởng mạnh đến đầu tư, việc làm, năng suất và hiệu quả. Trong nhánh nghiên cứu về EPU chính thức hóa rủi ro xuất phát từ các thay đổi trong chính sách tài khóa, tiền tệ và quy định, thường nghiêm trọng hơn các biến động chu kỳ thông thường (Bose & cộng sự, 2024). Vấn đề này gợi ý rằng cùng một nhóm CR có thể cho kết quả HQHĐ khác nhau đáng kể tùy vào trạng thái EPU tại thời điểm thực hiện (Kumaraswamy & cộng sự, 2019). Lý thuyết cấu trúc vốn cũng dự báo rằng bất định gia tăng làm chi phí vốn bên ngoài lớn hơn, khiến doanh nghiệp dịch chuyển sang sử dụng nguồn vốn nội bộ và gia tăng dự trữ, từ đó làm thay đổi hiệu quả của tái cấu trúc tài chính như giảm đòn bẩy hoặc điều chỉnh thanh khoản (Chang & cộng sự, 2024; Liao, 2005).

Ở cấp chiến lược, Bergh (1998) cho thấy bất định thị trường định hình cách doanh nghiệp lựa chọn chiến lược tái cấu trúc danh mục và quyết định hiệu quả tài chính sau đó. Các nghiên cứu gần đây như Drnevich & West (2023), Fiori & Scoccianti (2023) củng cố luận điểm này bằng xác nhận, bất định có tính dai dẳng, ảnh hưởng đến năng lực phản ứng, sử dụng lao động, năng lực sản xuất, đầu tư và nắm giữ tiền mặt, đặc biệt là thành phần bất định theo chiều giảm (downside uncertainty) liên quan mạnh đến các điều chỉnh hoạt động và tài chính. COT cho rằng, hiệu quả của các quyết định quản trị phụ thuộc vào mức độ phù hợp giữa chiến lược và bối cảnh môi trường mà doanh nghiệp đối mặt (Burns & Stalker, 1994). Lawrence & cộng sự (1967) mở rộng lập luận này bằng cách nhấn mạnh rằng hiệu quả tổ chức phụ thuộc vào sự tương thích giữa môi trường bên ngoài và cơ chế phân hóa, phối hợp bên trong doanh nghiệp, hàm ý CR không phải lúc nào cũng cải thiện HQHĐ. Lý thuyết hành vi doanh nghiệp (Behavioral Theory of the Firm) được khởi nguồn từ công trình kinh điển "*A Behavioral Theory of the Firm"* của Richard Cyert và James March xuất bản lần đầu năm 1963 (Cyert & March, 1963, tái bản 1992). Lý thuyết này giải thích cách doanh nghiệp ra quyết định trong điều kiện thông tin không hoàn hảo, bất cân xứng và môi trường bất định. ROT được hình thành từ việc mở rộng lý thuyết của quyền chọn tài chính sang các quyết định đầu tư thực của doanh nghiệp trong điều kiện bất định. Mô hình định giá quyền chọn của Black & Scholes (1973), Merton (1973) cung cấp nền tảng để lượng hóa giá trị của quyền lựa chọn dưới rủi ro/bất định, qua đó tạo tiền đề cho việc diễn giải các quyết định thực như những "quyền chọn" có thể thực hiện hoặc trì hoãn. Trên cơ sở này, Myers (1977) giới thiệu khái niệm "quyền chọn", coi các dự án đầu tư như quyền chọn tăng trưởng, cho phép doanh nghiệp trì hoãn, mở rộng, thu hẹp hoặc từ bỏ tùy theo diễn biến thị trường. Ngoài ra, theo cách tiếp cận từ lý thuyết bất cân xứng thông tin và tín hiệu (Information Asymmetry and Signaling Theory) cho rằng, các quyết định CR như thoái vốn có thể làm giảm bất cân xứng thông tin giữa nhà quản lý và nhà đầu tư, nhờ làm rõ hơn chất lượng và trọng tâm chiến lược của doanh nghiệp (Bergh & cộng sự, 2008; Bergh & Lim, 2008). Khi doanh nghiệp giảm bất định thông tin, hiệu ứng tích cực của CR lên giá trị và

HQHĐ được củng cố (Kong & cộng sự, 2025). Tương tự, các lý thuyết bổ trợ cho vai trò điều tiết của bất định như, Lý thuyết vòng đời doanh nghiệp (Corporate Life-Cycle Theory) chỉ ra rằng tác động điều tiết của bất định có thể thay đổi theo giai đoạn phát triển. Doanh nghiệp trẻ có thể tận dụng bất định công nghệ để đổi mới, trong khi doanh nghiệp trưởng thành đối mặt với chi phí điều chỉnh cao hơn (Chinh & cộng sự, 2025; Jabeen, 2025). RBV, nhấn mạnh CR phù hợp với mức độ bất định giúp doanh nghiệp tái cấu hình và khai thác hiệu quả nguồn lực (Bergh, 1998; Forcadell & cộng sự, 2025). Lý thuyết Cấp chiến lược doanh nghiệp (Corporate- & Business-Level Strategy Theory) dự báo rằng, trong môi trường bất định cao, doanh nghiệp sẽ hạn chế các quyết định CR (Beard & Dess, 1981; Bloom, 2014). Bên cạnh đó, Lý thuyết Thể chế dưới bất định (Institutional Uncertainty Theory), lập luận rằng mức độ thị trường hóa và minh bạch thể chế quyết định việc bất định làm suy yếu hay củng cố hiệu quả của CR, nhất là trong các chiến lược CR danh mục chịu ảnh hưởng mạnh từ hệ thống quản trị công ty (Forcadell & cộng sự, 2025; Hou & cộng sự, 2021). Từ góc nhìn động lực thị trường, Campello & cộng sự (2024) chỉ ra rằng giá trị tạo ra từ CR phụ thuộc mạnh vào thời điểm và mức độ bất định. Khi bất định tăng, doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn hoặc lựa chọn dạng CR ít rủi ro hơn, khiến tác động lên hiệu quả xuất hiện chậm hơn. Laguir & cộng sự (2024) chứng minh bất định môi trường đóng vai trò điều tiết trong quan hệ giữa hệ thống kiểm soát và HQHĐ, trong khi Yu & cộng sự (2021) cho thấy bất định làm suy giảm động lực đổi mới. Awano & cộng sự (2018) tiếp cận từ bất định vi mô ở cấp độ doanh nghiệp, cho thấy bất định riêng doanh nghiệp (biến động doanh thu, lợi nhuận, đơn hàng) mang thông tin bổ sung so với chỉ số vĩ mô. Hahn & cộng sự (2020) nhấn mạnh vai trò của cú sốc tổng thể trong phân tích dữ liệu bảng. Tổng hợp các lập luận lý thuyết và bằng chứng nghiên cứu trước cho thấy bất định có thể làm thay đổi hiệu quả của các quyết định chiến lược thông qua nhiều cơ chế khác nhau (Merschmann & Thonemann, 2011; Struckell & cộng sự, 2022; Yarba & Güner, 2020; Zheng & Wen, 2023). Tổng quan các lý thuyết trên đều cho thấy hàm ý về vai trò điều tiết của bất định ngành trong mối quan hệ giữa CR và hiệu quả hoạt động.

2.4. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

2.4.1. Tái cấu trúc tài sản và hiệu quả hoạt động

Các nghiên cứu thực nghiệm về CR và HQHĐ cho thấy một bức tranh không đồng nhất, phản ánh sự khác biệt về hình thức CR, bối cảnh nghiên cứu, cách đo lường và khung thời gian đánh giá hiệu quả (Bowman & Singh, 1993; Denis & Kruse, 2000; Sudarsanam & Lai, 2001). Kết quả thực nghiệm giữa các dòng nghiên cứu này vẫn chưa đạt được sự đồng thuận rõ ràng, cụ thể:

CRA là hình thức CR được nghiên cứu sớm và phổ biến nhất, thường được xem như phản ứng phòng vệ của doanh nghiệp trước suy giảm HQHĐ, áp lực tài chính hoặc bất định môi trường (Denis & Kruse, 2000; Robbins & Pearce, 1992; Sudarsanam & Lai, 2001). Một dòng nghiên cứu cho rằng CRA có thể cải thiện HQHĐ thông qua việc loại bỏ tài sản kém hiệu quả, giải phóng nguồn lực và tái tập trung vào các hoạt động cốt lõi có lợi thế cạnh tranh cao hơn (Denis & Kruse, 2000). Tương tự, Bergh (1998) lập luận rằng tái cấu trúc danh mục đầu tư có thể giúp doanh nghiệp thích ứng tốt hơn với bất định thị trường sản phẩm thông qua việc điều chỉnh phạm vi tài sản và năng lực hoạt động. Nhưng Morrow & cộng sự (2004) cho thấy ảnh hưởng của CRA rất hỗn hợp. CRA tác động tích cực đến HQHĐ đối với nhóm ngành tăng trưởng nhưng lại tác động tiêu cực đến HQHĐ của nhóm ngành suy giảm. Kết quả này cho thấy rõ yếu tố phụ thuộc ngành. Từ góc nhìn RBV, việc thu hẹp quy mô có thể giúp cải thiện hiệu quả tài chính ngắn hạn nhưng đồng thời làm suy giảm nền tảng tạo lợi nhuận dài hạn nếu doanh nghiệp đánh mất các nguồn lực chiến lược hoặc năng lực cốt lõi (Bergh, 1998; Girod & Whittington, 2017). Lim & cộng sự (2013) cũng chỉ ra rằng việc thu hẹp tài sản có thể làm xói mòn cơ chế tạo lợi nhuận các doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào khai thác tài sản hiện hữu. Như vậy, mâu thuẫn thực nghiệm xoay quanh CRA chủ yếu phản ánh sự đánh đổi giữa cải thiện hiệu quả ngắn hạn và duy trì năng lực cạnh tranh dài hạn, cũng như sự khác biệt về bối cảnh ngành và chu kỳ kinh tế.

2.4.2. Cắt giảm chi phí và hiệu quả hoạt động

CRC thường được xem là chiến lược có khả năng tạo hiệu quả tài chính ngắn hạn nhanh hơn so với CRA thông qua việc cắt giảm chi phí hoạt động, tinh gọn bộ máy và giảm áp lực thanh khoản (Denis & Kruse, 2000; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Theo Lý thuyết TTC, cắt giảm chi phí hoạt động đóng vai trò quan trọng trong giai đoạn đầu của quá trình phục hồi doanh nghiệp, đặc biệt đối với các doanh nghiệp đối mặt với suy giảm hiệu quả và áp lực dòng tiền (Sudarsanam & Lai, 2001). Morrow & cộng sự (2004) cho thấy trong các ngành suy thoái, cắt giảm chi phí có xu hướng cải thiện HQHĐ mạnh hơn so với thu hẹp tài sản. Các nghiên cứu về hành vi chi phí cũng cho thấy việc điều chỉnh SGA có thể giúp doanh nghiệp cải thiện biên lợi nhuận trong ngắn hạn (Anderson & cộng sự, 2003; Banker & Byzalov, 2014).

Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm cũng chỉ ra rằng tác động của CRC mang tính điều kiện mạnh và không phải lúc nào cũng tích cực. Lim & cộng sự (2013) cho thấy CRC tác động tiêu cực đến HQHĐ. Việc cắt giảm chi phí có thể gây tổn hại đến các doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào đổi mới và năng lực sáng tạo, do việc cắt giảm SGA có thể làm suy giảm đầu tư cho marketing, R&D và năng lực tổ chức. Tuy nhiên Morrow & cộng sự (2004) lại cung cấp bằng chứng cho thấy tác động tích cực của CRC đối với nhóm ngành trưởng thành và ngành suy giảm, nhưng không xác nhận tác động đến nhóm ngành tăng trưởng. Cascio & cộng sự (2021), trên cơ sở lý thuyết thể chế, cũng cho thấy hiệu quả của các hoạt động thu hẹp phụ thuộc mạnh vào khả năng tái cấu hình nguồn lực và áp lực môi trường. Đồng thời, dòng nghiên cứu về hành vi chi phí bất đối xứng cho thấy doanh nghiệp thường tránh các điều chỉnh chi phí lớn và khó đảo ngược do tồn tại chi phí điều chỉnh và tính "dính" của chi phí SGA (Anderson & cộng sự, 2003; Banker & Byzalov, 2014; Weiss, 2010). Vì vậy, CRC phản ánh rõ sự đánh đổi giữa cải thiện hiệu quả ngắn hạn và nguy cơ suy giảm năng lực cạnh tranh dài hạn.

2.4.3. Tái cấu trúc tài chính và hiệu quả hoạt động

So với CRA và CRC, CRD là dòng nghiên cứu cho kết quả thực nghiệm phân mảnh và thiếu nhất quán hơn. Một số nghiên cứu cho rằng tái cấu trúc tài chính có thể hỗ trợ quá trình phục hồi thông qua giảm áp lực nợ, cải thiện thanh khoản và tái cân bằng cấu trúc vốn (Koh & cộng sự, 2015; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Theo lý thuyết đánh đổi động (dynamic trade-off theory), doanh nghiệp có xu hướng điều chỉnh đòn bẩy dần dần hướng tới cấu trúc vốn mục tiêu thay vì điều chỉnh ngay lập tức do tồn tại chi phí điều chỉnh (Faulkender & cộng sự, 2012; Flannery & Rangan, 2006; Leary & Roberts, 2005). Hovakimian & cộng sự (2004) cũng cho thấy doanh nghiệp thường điều chỉnh mức nợ để phản ứng với sự lệch khỏi đòn bẩy mục tiêu phát sinh từ biến động lợi nhuận hoặc giá trị thị trường.

Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu khác lại cho thấy CRD không phải lúc nào cũng cải thiện HQHĐ. Rastogi & Mazumdar (2017) cho thấy tái cấu trúc tài chính không đủ để tạo ra cải thiện đáng kể về đòn bẩy nếu không đi kèm với các điều chỉnh hoạt động và chiến lược phù hợp. Kang & cộng sự (2010) cũng chỉ ra rằng hiệu quả của các quyết định tái cấu trúc tài chính phụ thuộc mạnh vào chất lượng quản trị doanh nghiệp và động cơ của cổ đông kiểm soát. Ngoài ra, các nghiên cứu về CR trong tình trạng khó khăn tài chính cho thấy giảm nợ quá mức có thể làm suy giảm khả năng đầu tư và cơ hội tăng trưởng của doanh nghiệp trong dài hạn (Koh & cộng sự, 2015; Sudarsanam & Lai, 2001). Sự không nhất quán của CRD chủ yếu phản ánh khác biệt về bối cảnh thể chế, mức độ phát triển thị trường vốn, cách đo lường đòn bẩy và khung thời gian đánh giá hiệu quả.

Tổng hợp ba dòng nghiên cứu cho thấy không tồn tại một kết luận thống nhất về tác động của CR đến HQHĐ doanh nghiệp. CRA và CRC thường mang lại hiệu quả tích cực trong ngắn hạn thông qua tinh gọn tài sản và chi phí, nhưng đồng thời có thể làm suy giảm năng lực cạnh tranh dài hạn nếu doanh nghiệp đánh mất các nguồn lực chiến lược hoặc năng lực đổi mới (Bergh, 1998; Girod & Whittington, 2017). Trong khi đó, CRD cho kết quả phân mảnh hơn do phụ thuộc mạnh vào khả năng điều chỉnh đòn bẩy, điều kiện tài chính và bối cảnh thể chế (Koh & cộng sự, 2015; Leary & Roberts,

2005). Các mâu thuẫn thực nghiệm chủ yếu xuất phát từ sự khác biệt về: (i) bối cảnh ngành và chu kỳ kinh tế; (ii) cách đo lường các hình thức CR; và (iii) khung thời gian đánh giá hiệu quả (Cascio & cộng sự, 2021; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Đáng chú ý, phần lớn các nghiên cứu hiện hữu chủ yếu tập trung vào các nền kinh tế phát triển như Hoa Kỳ và châu Âu (Bergh, 1998; Denis & Kruse, 2000; Girod & Whittington, 2017), đồng thời thường xem xét riêng lẻ từng hình thức CR thay vì tích hợp đồng thời CRA-CRC-CRD trong cùng một khung phân tích (Cascio & cộng sự, 2021; Koh & cộng sự, 2015). Bên cạnh đó, vai trò điều tiết của bất định ngành trong việc khuếch đại, làm suy yếu hoặc đảo chiều tác động của các chiến lược CR vẫn chưa được làm rõ, mặc dù nhiều nghiên cứu đã gợi ý rằng hiệu quả của CR phụ thuộc mạnh vào mức độ động của môi trường kinh doanh (Bergh, 1998; Forcadell & cộng sự, 2025; Girod & Whittington, 2017). Đối với các thị trường mới nổi như Việt Nam, doanh nghiệp phụ thuộc lớn vào tín dụng ngân hàng, mức độ minh bạch thông tin còn hạn chế và bất định giữa các ngành có thể phân hóa. Hiệu quả của các chiến lược CR có thể khác biệt đáng kể so với các nền kinh tế phát triển. Khoảng trống này tạo cơ sở cho luận án trong việc tích hợp CRA-CRC-CRD và xem xét vai trò điều tiết của bất định ngành.

2.4.4. Các nghiên cứu về bất định và hiệu quả hoạt động trên thế giới

Dòng nghiên cứu thực nghiệm về vai trò của bất định trong mối quan hệ giữa CR và HQHĐ phát triển theo hướng ngày càng coi bất định là biến bối cảnh cần mô hình hóa. Nghiên cứu sớm của Wernerfelt & Karnani (1987) cho thấy mức độ bất định (cầu, cung, cạnh tranh) ảnh hưởng trực tiếp đến thời điểm và kiểu CR, buộc doanh nghiệp lựa chọn giữa tập trung, linh hoạt hoặc chờ đợi. Bergh (1998) bổ sung bằng chứng rằng bất định thị trường định hướng loại CR. Trong bối cảnh cú sốc hệ thống, Kooli & Lock Son (2021) xem COVID-19 như một khủng hoảng y tế ngoại sinh tạo ra môi trường bất định cao, qua đó làm thay đổi mức độ hoạt động, chiến lược và quy trình thực hiện M&A hoặc CR trên phạm vi toàn cầu. Các nghiên cứu thực nghiệm gần đây cung cấp bằng chứng ngày càng rõ nét về vai trò điều tiết của bất định trong các mối quan hệ kinh tế - quản trị và HQHĐ. Koroma & Bein (2024) nghiên cứu tác

động điều tiết của EPU đối với mối quan hệ giữa quản trị vốn lưu động và khả năng sinh lợi của các doanh nghiệp phi tài chính tại Vương quốc Anh. Kết quả cho thấy EPU có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến mối quan hệ này. Khi mức độ bất định cao, doanh nghiệp có xu hướng do dự trong đầu tư và phát triển sản phẩm mới, dẫn đến suy giảm vốn lưu động và khả năng sinh lợi. Tuy nhiên, các doanh nghiệp quản trị vốn lưu động hiệu quả vẫn có thể duy trì khả năng sinh lợi tốt hơn trong dài hạn, qua đó nhấn mạnh vai trò của năng lực quản trị trong bối cảnh bất định.

Ở phạm vi rộng hơn, Aprisma & Sudaryati (2020) cho thấy bất định môi trường tác động tiêu cực đến HQHĐ, chủ yếu thông qua việc làm gia tăng chi phí vận hành; đồng thời, quản trị doanh nghiệp được ghi nhận là yếu tố làm suy yếu tác động bất lợi này. Tương tự, Shatem & Abou-Moghli (2024) chỉ ra rằng bất định môi trường cảm nhận điều tiết mối quan hệ giữa quản trị doanh nghiệp và triển khai chiến lược trong các doanh nghiệp công nghệ thông tin, gợi ý sự cần thiết phải nhận diện và phản ứng phù hợp với điều kiện môi trường. Một số nghiên cứu khác mở rộng vai trò điều tiết của bất định sang các quyết định đổi mới và công nghệ. Sun & cộng sự (2025) cho thấy bất định công nghệ làm gia tăng tác động tích cực của chuyển đổi số đối với độ sâu tìm kiếm đổi mới, trong khi đa dạng đối tác lại làm tăng tác động tiêu cực của chuyển đổi số lên độ rộng tìm kiếm. Trong khi đó, Lativa & Arsjah (2024) không tìm thấy tác động trực tiếp của bất định môi trường lên HQHĐ.

Ở lĩnh vực R&D và môi trường, Ozcan & cộng sự (2024) phát hiện rằng bất định đóng vai trò điều tiết tiêu cực trong mối quan hệ giữa chi tiêu R&D và đổi mới môi trường, làm suy giảm tác động tích cực của đầu tư R&D. Tương tự, Chen & Xu (2025) chỉ ra rằng EPU cao làm suy yếu tác động tích cực của chuyển đổi số đối với hiệu quả phát thải carbon, với mức độ điều tiết khác biệt theo quy mô doanh nghiệp, đặc điểm ngành và mức độ phát triển khu vực. Tổng hợp các bằng chứng này cho thấy bất định không chỉ tác động trực tiếp mà còn đóng vai trò điều tiết quan trọng, làm thay đổi cường độ và chiều tác động của các quyết định quản trị và chiến lược đến kết quả hoạt động của doanh nghiệp.

Ở cấp độ vi mô, Bất định được mở rộng từ biến động doanh thu (Bergh, 1998), bất định quyền chọn (Campello & cộng sự, 2024) đến bất định ở cấp vĩ mô (Baker & cộng sự, 2016), vốn gây hiệu ứng "đợi-và-xem" làm trì hoãn đầu tư (Bloom, 2014). Chuỗi nghiên cứu của Bloom (2014), Bloom (2009), Bloom & cộng sự (2018) đánh dấu chuẩn mực về đo lường bất định vi mô cấp doanh nghiệp bằng độ phân tán chéo của cú sốc. Dòng nghiên cứu thực nghiệm về vai trò của bất định trong mối quan hệ giữa CR và hiệu quả doanh nghiệp cho thấy các kết quả không đồng nhất và phụ thuộc mạnh vào bối cảnh. Bất định chính sách làm giảm động lực M&A và tác động mạnh hơn khi ràng buộc tài chính nghiêm trọng (Zhang & cộng sự, 2025). Bằng chứng từ thị trường mới nổi cho thấy chiến lược linh hoạt giúp cải thiện hiệu quả khi bất định cao (Yu & cộng sự, 2018) và bất định chính sách cấp doanh nghiệp làm giảm đổi mới theo quyền chọn (Zheng & Wen, 2023). Từ góc nhìn động lực thị trường, Campello & cộng sự (2024) chỉ ra giá trị tạo ra từ CR phụ thuộc mạnh vào thời điểm và mức độ bất định. Khi bất định tăng, doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn hoặc lựa chọn dạng CR ít rủi ro hơn, khiến tác động lên hiệu quả xuất hiện chậm hơn. Laguir & cộng sự (2024) chứng minh bất định môi trường đóng vai trò điều tiết trong quan hệ giữa hệ thống kiểm soát và HQHĐ, trong khi Yu & cộng sự (2021) cho thấy bất định làm suy giảm động lực đổi mới. Awano & cộng sự (2018) chỉ ra "firm-level micro uncertainty - bất định cấp doanh nghiệp" (biến động doanh thu, lợi nhuận, đơn hàng) mang thông tin bổ sung so với chỉ số vĩ mô. Tổng hợp các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy, bất định dù ở cấp vĩ mô hay vi mô đều vận hành như một biến điều tiết quan trọng trong mối quan hệ giữa CR - HQHĐ và ảnh hưởng qua các kênh chiến lược cấp doanh nghiệp (Merschmann & Thonemann, 2011; Struckell & cộng sự, 2022; Yarba & Güner, 2020; Zheng & Wen, 2023).

2.4.5. Các nghiên cứu về tái cấu trúc và hiệu quả hoạt động tại Việt Nam

Dòng nghiên cứu thực nghiệm về CR tại Việt Nam cho thấy, CR và phản ứng chiến lược của doanh nghiệp chịu ảnh hưởng đáng kể bởi bối cảnh bất định và đặc điểm chu kỳ phát triển. Su Dinh Thanh & cộng sự (2016) cho thấy quyết định CR phụ thuộc vào HQHĐ và cấu trúc sở hữu, đồng thời hội đồng quản trị độc lập và sở

hữu nước ngoài góp phần cải thiện HQHĐ sau CR. Ở góc độ kiệt quệ tài chính, Khúc Thế Anh & cộng sự (2024) chứng minh rằng khi đối mặt với suy giảm, doanh nghiệp gia tăng tái cấu trúc tài sản, hoạt động và nguồn tài trợ, hiệu quả phục hồi phụ thuộc vào giai đoạn chu kỳ sống. Gần đây, Võ Thể Anh & cộng sự (2024) cho thấy CR đơn lẻ có thể làm giảm HQHĐ, nhưng khi kết hợp với chuyển đổi số lại cải thiện HQHĐ, hàm ý vai trò của yếu tố bối cảnh chiến lược.

Ở Việt Nam, các nghiên cứu chỉ ra rằng CR chịu ràng buộc mạnh bởi cạnh tranh và biến động thị trường (Bùi Xuân Phong, 2013; Su Dinh Thanh & cộng sự, 2016; Võ Thể Anh & cộng sự, 2024). Bằng chứng gần đây cho thấy các cấu phần CR có thể làm giảm hiệu quả ngắn hạn, song khi kết hợp với các điều kiện bối cảnh phù hợp, kết quả được cải thiện (Chinh & cộng sự, 2025; Vo & cộng sự, 2024). Nhóm tác giả Võ Thể Anh & cộng sự (2024), Vo & cộng sự (2024) tại Việt Nam xác nhận CR tác động âm trực tiếp đến ROA, nhưng chưa xem xét trong bối cảnh bất định cấp ngành.

2.4.6. Các nghiên cứu về bất định và hiệu quả hoạt động tại Việt Nam

Tại Việt Nam, bất định vẫn còn là một nhánh nghiên cứu mới và các tài liệu về nó tại vẫn chưa phổ biến (Đặng Văn Dân, 2023). Dan & Chung (2022) nghiên cứu UI ngành ngân hàng thông qua độ phân tán chéo các cú sốc vi mô, cho thấy bất định làm suy giảm lợi nhuận và thúc đẩy hành vi phòng ngừa như giảm tín dụng rủi ro, tích trữ thanh khoản và giảm đòn bẩy. Ở cấp doanh nghiệp nhỏ và vừa, Ngô Hoàng Thảo Trang (2016) chỉ ra rằng bất định môi trường ngành làm doanh nghiệp hạn chế mở rộng quan hệ mạng lưới. Nhìn chung, các bằng chứng tại Việt Nam cho thấy sự rời rạc giữa các dòng nghiên cứu về CR và UI. Vì vậy làm nổi bật sự cần thiết phải tích hợp tiếp cận CR với UI nhằm làm rõ cơ chế tác động đến HQHĐ của các doanh nghiệp. Bên cạnh đó, các nghiên cứu về CR trong điều kiện bất định cấp nghành tại Việt Nam vẫn còn là một khoảng trống bị bỏ ngỏ và cần được phân tích.

2.5. Khoảng trống nghiên cứu và khung phân tích

Tổng quan các nghiên cứu trước cho thấy mối quan hệ giữa CR và HQHĐ đã được phân tích rộng rãi, tuy nhiên vẫn tồn tại một số khoảng trống quan trọng liên quan đến cách tiếp cận đo lường, khung lý thuyết và bối cảnh nghiên cứu:

Thứ nhất, Tại Việt Nam phần lớn các nghiên cứu về CR vẫn tiếp cận theo hướng sự kiện (event-based) bằng biến giả (dummy) nhằm xác định việc doanh nghiệp có hay không thực hiện CR trong một thời điểm nhất định (Chinh & cộng sự, 2025). Cách tiếp cận này phù hợp để đo lường phản ứng ngắn hạn nhưng chưa phản ánh đầy đủ bản chất động, liên tục và mang tính điều chỉnh dần của quá trình CR. Một số nghiên cứu gần đây đã nghiên cứu cường độ CR theo kênh cụ thể (Vo & cộng sự, 2024; Võ Thể Anh & cộng sự, 2024), nhưng chưa gắn với hành động hay chiến lược CR thực, dễ bị nhiễu bởi phân loại kế toán. Bên cạnh đó, đa số các nghiên cứu gắn CR với các bối cảnh như vòng đời doanh nghiệp hay chuyển đổi số hoặc kiệt quệ tài chính (Chinh & cộng sự, 2025), bối cảnh bất định ngành vẫn là một khoảng trống chưa được khai thác. Do đó, vẫn cần cách tiếp cận đo lường cho phép phản ánh cường độ điều chỉnh của các chiến lược CR cụ thể theo thời gian, hơn là chỉ nhận diện sự xuất hiện của một sự kiện CR.

Thứ hai, Mặc dù các chỉ số bất định vĩ mô như EPU được sử dụng rộng rãi (Baker & cộng sự, 2016), nhưng chủ yếu phản ánh bất định ở cấp quốc gia và khó nắm bắt mức độ bất định mà doanh nghiệp thực sự đối mặt trong từng ngành. Các nghiên cứu gần đây đề xuất đo lường bất định thông qua phân tán chéo của các cú sốc vi mô và sử dụng phần dư (residual) sau khi tách yếu tố dự báo được, nhằm đại diện cho cú sốc bất ngờ (Bloom & cộng sự, 2018; Dan & Chung, 2022). Tuy nhiên, cách tiếp cận này chủ yếu được áp dụng trong bối cảnh chu kỳ kinh doanh hoặc hệ thống tài chính, và chưa được tích hợp đầy đủ vào nghiên cứu về CR phi tài chính ở cấp ngành.

Thứ ba, mặc dù bất định kinh tế đã được chứng minh là có ảnh hưởng đáng kể đến đầu tư, tài trợ và HQHĐ của doanh nghiệp (Baker & cộng sự, 2016; Bloom, 2014). Tuy nhiên, tại Việt nam nhiều nghiên cứu hiện có tập trung vào tác động trực

tiếp của bất định (Dan & Chung, 2022; Đặng Văn Dân, 2023; Dinh & cộng sự, 2025), cách tiếp cận này chưa làm rõ vai trò của bất định như một yếu tố bối cảnh có thể làm thay đổi cơ chế tác động của các quyết định chiến lược. Khoảng trống về vai trò điều tiết của bất định ngành chưa được khai thác đầy đủ theo từng kênh chiến lược (Kumaraswamy & cộng sự, 2019; Wajid & cộng sự, 2019). Do đó, còn thiếu bằng chứng thực nghiệm làm rõ CR hiệu quả trong điều kiện bất định nào, thay vì chỉ trả lời câu hỏi "tái cấu trúc có hiệu quả hay không".

Thứ tư, mặc dù một số nghiên cứu đã phân tích các hình thức CR riêng lẻ như tái cấu trúc tài sản (Forcadell & cộng sự, 2025; Su Dinh Thanh & cộng sự, 2016), chi phí (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004) và đòn bẩy tài chính (Faulkender & cộng sự, 2012; Hovakimian & cộng sự, 2004), phần lớn các mô hình thực nghiệm vẫn xem CR như một khái niệm tổng hợp hoặc chưa đồng thời xem xét phạm vi và nội dung của 3 kênh chiến lược CR trong một khung phân tích thống nhất. Điều này hạn chế khả năng giải thích sự khác biệt về cơ chế tác động giữa các chiến lược, đặc biệt trong điều kiện môi trường biến động. Bên cạnh đó, việc kết hợp đồng thời các kênh CR với yếu tố bất định trong một mô hình bảng động nhằm xử lý tính nội sinh và tính động vẫn còn hạn chế trong tài liệu hiện có.

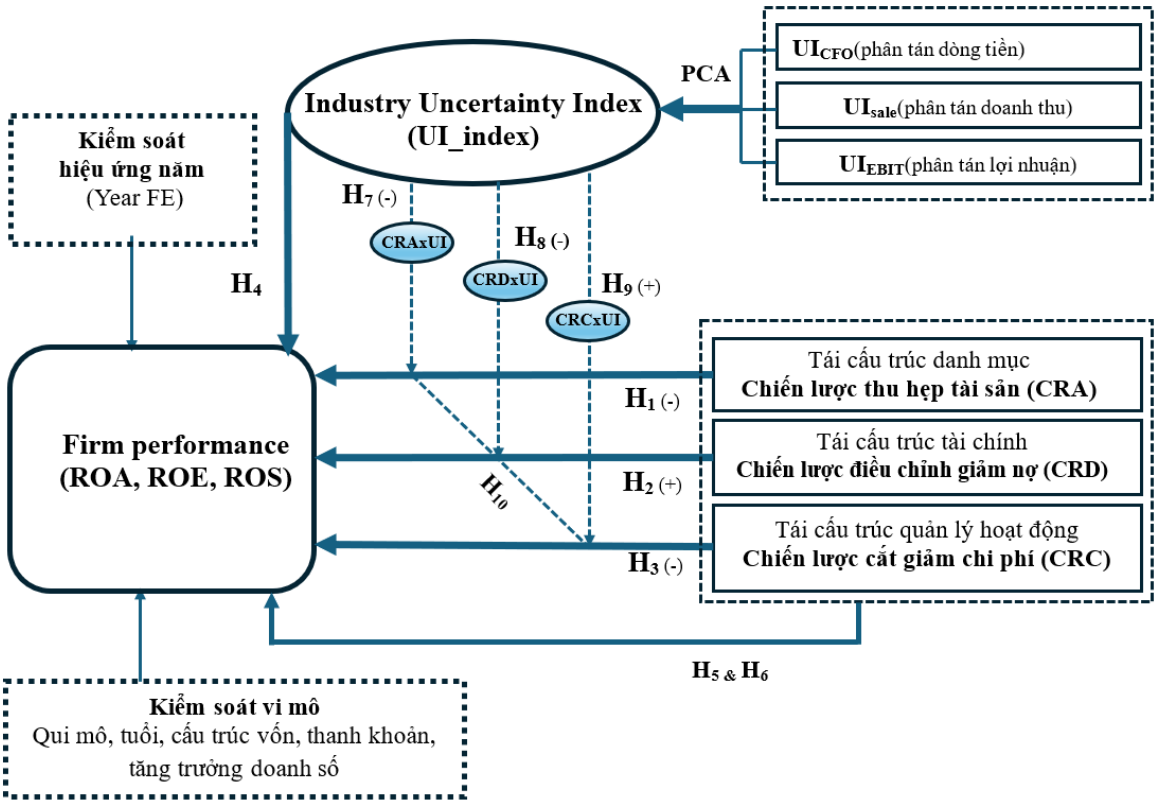
Thứ năm, phần lớn bằng chứng thực nghiệm về CR và bất định được xây dựng từ các nền kinh tế phát triển với hệ thống tài chính và thể chế tương đối hoàn thiện. Trong khi đó, các nghiên cứu trong bối cảnh thị trường mới nổi còn hạn chế, cấu trúc tài trợ và mức độ phát triển của thị trường tại các nền kinh tế mới nổi có thể tạo ra những điều kiện khác biệt cho quá trình điều chỉnh nguồn lực của doanh nghiệp. Do đó, vẫn thiếu bằng chứng về tác động của các chiến lược tái cấu trúc phòng vệ và vai trò của bất định ngành đối với HQHĐ của các doanh nghiệp Việt Nam.

Về mặt lý thuyết, các nghiên cứu trước đã thừa nhận CR là một phản ứng chiến lược quan trọng khi doanh nghiệp đối mặt với suy giảm hiệu quả hoặc môi trường bất ổn. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu chưa phân biệt đầy đủ cơ chế tác động khác nhau giữa các chiến lược CR theo hướng phòng vệ. Thu hẹp tài sản, điều chỉnh giảm nợ và cắt giảm chi phí đều có thể được xem là những phản ứng phòng vệ, nhưng mỗi

chiến lược tác động đến một thành phần khác nhau của doanh nghiệp. Do đó, việc xem xét các chiến lược CR như một nhóm hành động đồng nhất có thể che khuất sự khác biệt về cơ chế tác động đến HQHĐ.

Tổng hợp lại, các khoảng trống trên cho thấy nhu cầu xây dựng một khung phân tích tích hợp để phân tích hiệu quả của các kênh CR dưới vai trò điều tiết của bất định ngành. Khoảng trống về bất định cấp ngành cần được tách bạch khỏi bất định môi trường, và tích hợp vào khung phân tích về CR, đặc biệt trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi như Việt nam. Khoảng trống này chính là cơ sở để luận án xây dựng mô hình nghiên cứu và kiểm định các hiệu ứng tương tác giữa CR và bất định ngành.

Luận án đề xuất khung phân tích của nghiên cứu như sau:



(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Hình 2.4: Khung phân tích

Khung nghiên cứu luận án đề xuất với HQHĐ của doanh nghiệp chịu tác động trực tiếp từ ba kênh CR theo cường độ gồm: tái cấu trúc tài sản kênh thu hẹp (CRA), tái cấu trúc tài chính/ kênh giảm nợ (CRD) và tái cấu trúc hoạt động/kênh cắt giảm chi

phí (CRC). Đồng thời, bất định cấp ngành (UI) đóng vai trò biến điều tiết, làm thay đổi mức độ và/hoặc hướng tác động của từng kênh CR lên HQHĐ. Tác động điều tiết được kiểm định thông qua các biến tương tác CRA×UI**,** CRD×UI và CRC×UI. Các biến kiểm soát bao gồm nhóm biến vi mô về đặc thù doanh nghiệp đã được trình bày trong mục 2.1.2.3. Khung phân tích này là nền tảng để luận án thiết mô hình nghiên cứu ở chương 3.

Tóm tắt chương 2

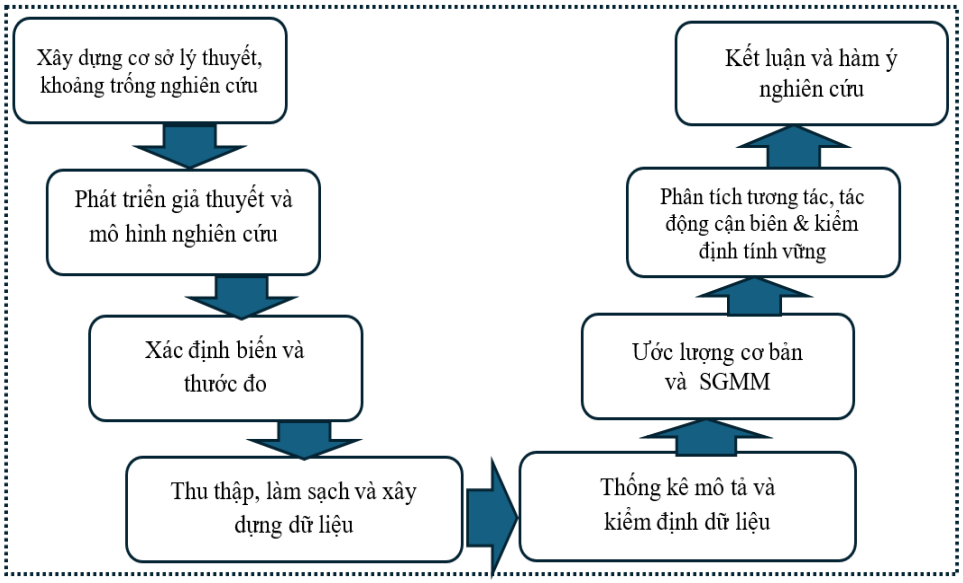
Chương 2 tổng hợp nền tảng lý thuyết và thực nghiệm CR và hiệu quả doanh nghiệp. Trước hết, chương 2 làm rõ CR là quyết định chiến lược lớn trên kênh cụ thể: Thu hẹp tài sản cố định từ nhóm tái cấu trúc tài sản, điều chỉnh cấu trúc nợ từ nhóm tái cấu trúc tài chính và cắt giảm chi phí từ nhóm tái cấu trúc hoạt động quản lý. Hiệu quả được đo bằng bộ chỉ tiêu tài chính cơ bản được nhiều nghiên cứu sử dụng (ROA, ROE, ROS). Tiếp theo, chương 2 hệ thống vai trò của bất định, đặc biệt ở cấp doanh nghiệp đối với mối quan hệ tái cấu trúc và HQHĐ. Chương 2 cũng tổng hợp các bằng chứng quốc tế và tại Việt Nam cho thấy hiệu quả của tái cấu trúc là không nhất quán và phụ thuộc vào yếu tố bối cảnh, chu kỳ và cấu hình chiến lược. Từ đó, chương xác định khoảng trống cần tiếp tục được nghiên cứu.

CHƯƠNG 3: THIẾT KẾ NGHIÊN CỨU

3.1. Phương pháp tiếp cận

3.1.1. Quy trình nghiên cứu tổng quát

Xét toàn bộ mục tiêu (1), (2) và (3) đã được trình bày trong mục 1.2, luận án sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng dựa trên dữ liệu bảng của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. Quy trình nghiên cứu gồm hai giai đoạn có tính kế tiếp. Giai đoạn thứ nhất tổng quan và tổng hợp tài liệu nhằm khái quát các khái niệm, cơ sở lý thuyết, khoảng trống nghiên cứu (phụ lục 1), giả thuyết và mô hình thực nghiệm. Giai đoạn thứ hai thu thập, xử lý và phân tích dữ liệu doanh nghiệp bằng các phương pháp kinh tế lượng. Tổng quan tài liệu trong giai đoạn đầu sẽ đóng vai trò xây dựng cơ sở khoa học cho thiết kế định lượng của luận án.



(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Hình 3.1: Quy trình nghiên cứu định lượng của luận án

Luận án sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng và tập trung vào phương pháp ước lượng mô men tổng quát hệ thống SGMM (System Generalized Method of Moments). Việc lựa chọn SGMM xuất phát từ đặc điểm của mô hình và dữ liệu thực nghiệm tại Việt Nam.

Thứ nhất, mô hình có tính động do HQHĐ hiện tại phụ thuộc vào hiệu quả trong quá khứ. Sự xuất hiện của biến phụ thuộc trễ cùng hiệu ứng riêng của doanh

nghiệp làm cho các ước lượng OLS và tác động cố định thông thường bị chệch. Arellano và Bond (1991) chỉ ra rằng sau khi loại bỏ hiệu ứng riêng bằng sai phân, biến phụ thuộc trễ vẫn tương quan với sai số sai phân, do đó cần sử dụng các giá trị trễ phù hợp làm công cụ.

Thứ hai, các quyết định thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí không được lựa chọn ngẫu nhiên mà có thể là phản ứng trước hiệu quả suy giảm, áp lực tài chính và triển vọng kinh doanh của doanh nghiệp. Quan hệ hai chiều giữa CR và HQHĐ, cùng với các đặc điểm doanh nghiệp không quan sát được, làm phát sinh khả năng nội sinh. Chỉ số bất định ngành cũng có thể không hoàn toàn ngoại sinh vì được hình thành từ biến động kết quả hoạt động của các doanh nghiệp trong cùng ngành. Vì vậy, mô hình cần phân loại các biến là nội sinh, tiền định hoặc ngoại sinh theo cơ sở kinh tế và sử dụng các độ trễ thích hợp làm công cụ nội bộ.

Thứ ba, luận án lựa chọn SGMM vì các biến hiệu quả và tài chính có thể mang tính dai dẳng, làm cho các mức trễ trở thành công cụ yếu đối với phương trình sai phân. SGMM kết hợp hệ phương trình sai phân với hệ phương trình mức, qua đó khai thác thêm các điều kiện mô-ment và có thể cải thiện hiệu quả ước lượng khi các điều kiện ban đầu hợp lệ (Arellano & Bond, 1991; Blundell & Bond, 1998).

Tóm lại, phương pháp ước lượng chính của nghiên cứu là SGMM, cho phép ước lượng đồng thời phương trình sai phân và phương trình mức, qua đó cải thiện sức mạnh công cụ và giảm thiên lệch trong mẫu có N lớn và T nhỏ. Trong khung SGMM, biến phụ thuộc trễ được coi là nội sinh và được công cụ hóa bằng các độ trễ bậc hai trở lên. Từ mô hình của các nghiên cứu trước, các biến độc lập chính (CRA, CRD, CRC) sẽ được luận án xem xét phân loại là nội sinh (endogenous) hoặc nội sinh yếu (predetermined). Các biến tương tác CRAxUI, CRDxUI, CRCxUI có thể được xem xét là biến tiền định và không hoàn toàn ngoại sinh (exogenous). Điều này giúp xác nhận việc các biến này có thể chịu ảnh hưởng từ hiệu quả quá khứ hay khó bị tác động đồng thời bởi cú sốc ngẫu nhiên cùng kỳ. Bất định cấp ngành được xem là nội sinh tiềm năng, do phản ánh điều kiện môi trường chung của ngành và có thể không chịu ảnh hưởng trực tiếp từ kết quả hoạt động của từng doanh nghiệp trong ngắn hạn.

Các biến kiểm soát được phân loại là ngoại sinh hoặc nội sinh yếu tùy theo bản chất kinh tế. Ước lượng SGMM được lựa chọn dựa trên kiểm định tự tương quan bậc nhất AR(1) và bậc hai AR(2) (Arellano & Bond, 1991; Blundell & Bond, 1998), cũng như kiểm định Hansen test (Hansen, 1982). Số lượng công cụ được kiểm soát chặt chẽ thông qua việc giới hạn độ trễ và gộp công cụ nhằm tránh hiện tượng bùng nổ công cụ (số công cụ < số nhóm) theo khuyến nghị của Roodman (2009). Dựa trên phân phối thực nghiệm, các biến có nhiều giá trị ngoại lệ được winsorize ở mức 1-99% để giảm ảnh hưởng của outliers (Eugster & cộng sự, 2024).

3.1.2. Quy trình xây dựng chỉ số bất định ngành

Luận án xây dựng chỉ số bất định ngành dựa trên độ phân tán chéo của các cú sốc đặc thù doanh nghiệp trong cùng ngành và cùng năm. Cách tiếp cận này xuất phát từ quan niệm xem bất định là sự gia tăng của biến động không dự báo được, hay cú sốc bậc hai (Buch & cộng sự, 2015; Dan & Chung, 2022). Bloom (2009) cho thấy các giai đoạn bất định cao gắn với sự gia tăng đáng kể của độ phân tán chéo trong tăng trưởng lợi nhuận và năng suất giữa các doanh nghiệp và ngành. Dan & Chung (2022) đo bất định ngành ngân hàng bằng độ lệch chuẩn chéo của các cú sốc cấp ngành ngân hàng sau khi loại bỏ các đặc điểm cố định và tác động chung theo thời gian. Trên cơ sở này, luận án xem bất định là một cú sốc bậc hai, là sự gia tăng của mức độ biến động và khó dự báo trong kết quả doanh nghiệp. Theo Bloom (2009), các giai đoạn bất định cao thường đi kèm với sự mở rộng độ phân tán chéo giữa các doanh nghiệp. Vì vậy, độ lệch chuẩn của phần dư sau khi loại bỏ hiệu ứng cố định doanh nghiệp và hiệu ứng năm được sử dụng để phản ánh mức độ phân tán của các cú sốc không dự báo được trong cùng ngành-năm. Độ phân tán càng lớn hàm ý bất định ngành càng cao. Quy trình xây dựng chỉ số gồm ba bước chính như sau:

Bước 1: Ước lượng cú sốc đặc thù doanh nghiệp

Trên cơ sở lý thuyết của chương 2, luận án lựa chọn ba chỉ tiêu phản ánh kết quả hoạt động cơ bản của doanh nghiệp gồm: tăng trưởng doanh thu (G_sale), tăng trưởng dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh (G_CFO) và tăng trưởng lợi nhuận (G_EBIT). Đối với từng biến, luận án ước lượng mô hình tác động cố định như sau:

$\mathbf{G_{i,t}^X = \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}^X}$ với **X ϵ (sale, EBIT, CFO)**

Trong đó : trong đó i biểu thị doanh nghiệp và t biểu thị năm.

- $G_{i,t}^X$ là mức tăng trưởng của doanh thu, dòng tiền hoạt động hoặc lợi nhuận của doanh nghiệp i tại năm t; sale là doanh thu thuần trong kỳ; EBIT là lợi nhuận trước thuế và lãi vay và CFO là dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh.
- $\alpha_i$là hiệu ứng cố định doanh nghiệp, kiểm soát các đặc điểm không quan sát được nhưng ổn định theo thời gian, như mô hình kinh doanh, năng lực quản trị hoặc chất lượng tài sản;
- λ_t là hiệu ứng cố định năm, kiểm soát các cú sốc chung đối với toàn bộ doanh nghiệp như tăng trưởng kinh tế, lạm phát, thay đổi chính sách hoặc khủng hoảng;
- $\boldsymbol{\varepsilon_{i,t}^X}$ là phần dư của mô hình và được xem là cú sốc đặc thù doanh nghiệp, bởi nó phản ánh phần biến động của doanh thu, dòng tiền hoặc lợi nhuận không được giải thích bởi đặc điểm cố định của doanh nghiệp và tác động chung theo năm.

Luận án chọn 3 chỉ tiêu đại diện cho 3 biến thay vì chỉ một biến sẽ giúp chỉ số bất định không phụ thuộc quá mức vào một khía cạnh riêng lẻ của hoạt động doanh nghiệp. Đồng thời phù hợp với khái niệm đa chiều của bất định ngành (Dess & Beard, 1984). Vì, sale phản ánh biến động về nhu cầu thị trường; CFO là dòng tiền hoạt động phản ánh khả năng tạo tiền từ hoạt động cốt lõi và EBIT phản ánh kết quả tổng hợp của doanh thu, chi phí và hiệu quả vận hành.

Ba cú sốc được thu thập như sau: $\boldsymbol{\varepsilon_{i,t}^{sale}}$ **;** $\boldsymbol{\varepsilon_{i,t}^{EBIT}}$ **;** $\boldsymbol{\varepsilon_{i,t}^{CFO}}$**.**

Bước 2 : Tính độ phân tán cú sốc trong từng ngành-năm

Sau khi xác định cú sốc đặc thù doanh nghiệp, nghiên cứu tính độ lệch chuẩn chéo của các phần dư giữa các doanh nghiệp thuộc cùng ngành j trong cùng năm t.

$$UI_{j,t}^{x} = \sqrt{\frac{1}{N_{j,t}^{x} - 1}\sum_{i \epsilon j}(\varepsilon_{i,t}^{x} - \bar{\varepsilon}_{j,t}^{X})^2}$$

với X ϵ (sale, EBIT, CFO)

trong đó $N_{j,t}^X$ là số doanh nghiệp có quan sát hợp lệ đối với thành phần X trong ngành j, năm t, và $\bar{\varepsilon}_{j,t}^X$ là giá trị trung bình của các cú sốc trong cùng ngành-năm. Từ đó,

thu được ba thành phần bất định: $\mathrm{UIsale}_{j,t}^{sale}$; $\mathrm{UICFO}_{j,t}^{CFO}$; $\mathrm{UIEBIT}_{j,t}^{EBIT}$.

Giá trị độ lệch chuẩn chéo càng lớn cho thấy kết quả hoạt động của các doanh nghiệp trong cùng ngành càng phân tán sau khi đã loại bỏ các yếu tố chung. Điều này hàm ý khả năng dự báo kết quả doanh nghiệp suy giảm và mức độ bất định của môi trường ngành gia tăng. Dan & Chung (2022) kế thừa phương pháp của Buch & cộng sự (2015), khi kết quả tương lai trở nên khó dự báo hơn, độ phân tán của các cú sốc cấp doanh nghiệp/ngân hàng có xu hướng gia tăng. Vì vậy, độ lệch chuẩn theo mặt cắt ngang của phần dư được sử dụng như một đại diện cho bất định vi mô. Để bảo đảm độ tin cậy thống kê, nghiên cứu chỉ tính chỉ số cho các ngành-năm đạt ngưỡng tối thiểu theo phương pháp chọn mẫu dữ liệu hợp lệ được trình bày trong phần tiếp theo.

Bước 3: Tổng hợp các thành phần bất định bằng PCA

Ba thành phần bất định: $\mathrm{UIsale}_{j,t}^{sale}$; $\mathrm{UICFO}_{j,t}^{CFO}$; $\mathrm{UIEBIT}_{j,t}^{EBIT}$ có đơn vị đo và mức độ phân tán khác nhau. Do đó, trước khi tổng hợp, các biến được chuẩn hóa về trung bình bằng 0 và độ lệch chuẩn bằng 1 theo công thức:

$$\mathrm{ZUI}_{j,t}^{X} = \frac{\mathrm{UI}_{j,t}^{X} - \overline{\mathrm{UI}^{X}}}{\mathrm{SD}(\mathrm{UI}^{X})}$$

Sau đó, nghiên cứu áp dụng phương pháp phân tích thành phần chính (Principal Component Analysis - PCA) trên bộ dữ liệu cấp ngành-năm. Chỉ số bất định ngành tổng hợp được xác định bằng thành phần chính thứ nhất:

$$\mathbf{UI_index_{j,t} = PC1(ZUIsale_{j,t}^{sale};\ ZUICFO_{j,t}^{CFO}\ ;\ ZUIEBIT_{j,t}^{EBIT})},$$

Phương trình dạng tổng quát được viết lại như sau:

$$\mathbf{UI_index_{j,t} = \omega_1 ZUIsale_{j,t}^{sale} + \omega_2\, ZUICFO_{j,t}^{CFO} + \omega_3\, ZUIEBIT_{j,t}^{EBIT}}$$

trong đó ω_1, ω_2 và ω_3 là tải nhân tố của thành phần chính thứ nhất. PCA cho phép rút trích phần biến thiên chung của ba thành phần bất định, đồng thời giảm sự phụ thuộc của chỉ số tổng hợp vào bất kỳ một biến đơn lẻ nào.

Sau khi xây dựng tại cấp ngành-năm, chỉ số UI_index được ghép trở lại dữ liệu doanh nghiệp. Vì vậy, tất cả doanh nghiệp thuộc cùng một ngành trong cùng một năm nhận

cùng một mức bất định ngành. Quy trình này chuyển biến động không dự báo được ở cấp doanh nghiệp thành độ phân tán ngành-năm, sau đó tổng hợp các chỉ tiêu doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận thành một chỉ số bất định chung. Do đó, UI_index không phản ánh đơn thuần mức tăng hay giảm của kết quả kinh doanh, mà phản ánh mức độ không đồng nhất và khó dự báo của các cú sốc doanh nghiệp trong cùng môi trường ngành.

3.1.3. Phương pháp chọn cỡ mẫu nghiên cứu

Luận án sử dụng dữ liệu bảng của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Bên cạnh các tiêu chí lựa chọn doanh nghiệp, việc xây dựng chỉ số bất định ngành đòi hỏi phải xác định số doanh nghiệp tối thiểu trong mỗi nhóm ngành-năm, bởi chỉ số này được tính từ độ lệch chuẩn chéo của các cú sốc đặc thù doanh nghiệp. Khi số quan sát trong một ngành-năm quá nhỏ, độ lệch chuẩn mẫu có thể biến động mạnh và dễ bị chi phối bởi một số quan sát cá biệt, làm cho chỉ số phản ánh nhiễu lấy mẫu thay vì mức bất định chung của ngành. Jenkins & Quintana-Ascencio (2020) cho thấy cỡ mẫu cần thiết phụ thuộc đáng kể vào mức độ phân tán của dữ liệu. Với dữ liệu có phương sai rất thấp, $N \geq 8$ có thể đủ để nhận diện cấu trúc dữ liệu, còn với dữ liệu có phương sai cao, suy luận ổn định hơn ở $N \geq 25$. Khuyến nghị này cung cấp một mốc tham chiếu để luận án đánh giá số doanh nghiệp cần thiết trong từng ngành-năm, do độ lệch chuẩn chéo được ước lượng từ các phần dư cấp doanh nghiệp.

Về mặt thống kê, một số cơ quan thống kê sử dụng sai số chuẩn tương đối RSE (Relative standard error) để đánh giá độ chính xác của ước lượng, nhưng ngưỡng phân loại không hoàn toàn thống nhất. Chẳng hạn, CDC-U.S. (2026) định nghĩa RSE là tỷ số giữa sai số chuẩn và giá trị ước lượng, nhưng không quy định một mức cụ thể nào áp dụng chung cho mọi nghiên cứu. Một số hướng dẫn thống kê chính thức cũng sử dụng các khoảng RSE hoặc hệ số biến thiên để gắn cờ mức độ tin cậy, nhưng các ngưỡng này phụ thuộc vào mục tiêu công bố và loại ước lượng, chứ không phải định luật thống kê chung (ONS-UK's, 2026; Statistics-Canada, 2026). Do đó, luận án ứng dụng RSE để làm cơ sở tham khảo xác định ngưỡng quan sát tối thiểu của ngành-năm trong mẫu. Giả sử phần dư doanh nghiệp trong từng ngành-năm là độc lập và có phân phối chuẩn (N) như sau: $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.

Khi đó, Theo định lý Cochran (1934), nếu các quan sát có phân phối chuẩn thì đại

lượng phương sai cỡ mẫu (n) tuân theo phân phối chi bình phương:

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$$

Đây là cơ sở trực tiếp để luận án đánh giá độ biến động lấy mẫu của phương sai và độ lệch chuẩn mẫu. Từ tính chất của phân phối χ^2, phương sai của phương sai mẫu được xác định theo công thức:

$$\mathrm{Var}(s^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

Do luận án sử dụng độ lệch chuẩn mẫu S thay vì phương sai mẫu S^2, từ đó sai số chuẩn xấp xỉ của độ lệch chuẩn mẫu được áp dụng khai triển theo phương pháp delta của Oehlert (1992) theo công thức: $\mathrm{SE}(S) \approx \frac{\sigma}{\sqrt{2(n-1)}}$, chia sai số chuẩn cho độ lệch chuẩn thực thu được sai số chuẩn tương đối như sau: $\mathrm{RSE}(S) = \frac{\mathrm{SE}(S)}{\sigma} \approx \frac{1}{\sqrt{2(n-1)}}$

Kết hợp công thức này để kiểm tra ngưỡng tối thiểu theo đề xuất N ≥ 8 của Jenkins & Quintana-Ascencio (2020). Thay n = 8 vào công thức trên, luận án ước tính được sai số chuẩn tương đối tại một quy mô ngành-năm như sau:

$$\mathrm{RSE}(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(8-1)}} = 0{,}267.$$

Sai số chuẩn tương đối xấp xỉ của độ lệch chuẩn của mẫu là 26,7% là quá cao. Vì vậy luận án tiếp tục nâng ngưỡng để giảm độ lệch chuẩn của mẫu quan sát như sau.

Bảng 3.1:**Bảng xác định ngưỡng số quan sát trong một ngành-năm của mẫu**

Sốdoanh nghiệp/ngành/năm (n)	Sai số chuẩn tương đối xấp xỉ của độ lệch chuẩn RSE(S)
8	$RSE(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(8-1)}} = 26{,}7\%$
10	$RSE(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(10-1)}} = 23{,}6\%$
15	$RSE(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(15-1)}} = 18{,}9\%$
20	$RSE(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(20-1)}} = 16{,}2\%$
24	$\boldsymbol{RSE(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(24-1)}} = 14{,}7\%}$
25	$RSE(S) \approx \frac{1}{\sqrt{2(25-1)}} = 14{,}4\%$

(Nguồn: Tính toán của tác giả)

Như vậy, với N = 25 độ lệch chuẩn mẫu vẫn có sai số lấy mẫu xấp xỉ 14,4%, nhưng đã ổn định hơn đáng kể so với các nhóm chỉ có 8 ->20 doanh nghiệp. Sự cải thiện khi tăng từ 24 lên 25 doanh nghiệp là tương đối nhỏ, với RSE giảm từ khoảng 14,7% xuống 14,4%. Trên cơ sở ước tính sai số chuẩn tương đối này và kết hợp với thực tế

thu thập dữ liệu, luận án sẽ lựa chọn ngưỡng tối thiểu với số lượng doanh nghiệp trong mỗi ngành-năm dựa trên 3 yếu tố: *Thứ nhất*, ngưỡng quan sát phải rất gần với mức ngưỡng được Jenkins & Quintana-Ascencio (2020) khuyến nghị đối với dữ liệu có phương sai đáng kể; *Thứ hai*, ngưỡng quan sát phải cho phép sai số chuẩn tương đối của độ lệch chuẩn mẫu tại RSE đạt khoảng 75% số ngành-năm có sai số chuẩn tương đối không vượt quá 15%; *Thứ ba*, tránh loại bỏ quá nhiều ngành-năm khi đặc điểm số lượng doanh nghiệp niêm yết phân bố không đồng đều giữa các ngành.

3.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

3.2.1. Tác động trực tiếp

Thu hẹp tài sản được (CRA) tiếp cận như một chiến lược CR theo hướng phòng vệ, phản ánh quá trình doanh nghiệp chủ động điều chỉnh quy mô tài sản nhằm thích ứng với áp lực hiệu quả và môi trường biến động. Trong bối cảnh bất định cao, CRA thường mang tính phòng vệ nhằm giảm áp lực tài chính và thu hẹp mức độ cam kết nguồn lực. Theo quan điểm lý thuyết TTC, thu hẹp tài sản như cắt giảm tài sản cố định, thoái vốn hoặc loại bỏ hoạt động kém hiệu quả được xem là bước đi quan trọng nhằm cải thiện dòng tiền và ổn định HQHĐ (Robbins & Pearce, 1992). Thực nghiệm cho thấy doanh nghiệp có xu hướng bán tài sản và giảm đầu tư sau khi hiệu quả suy giảm như một phản ứng điều chỉnh tự nhiên (Denis & Kruse, 2000). Một số nghiên cứu cho rằng CRA giúp tối ưu hóa nguồn lực và cải thiện hiệu quả tài chính (Morrow & cộng sự, 2004), trong khi nghiên cứu khác cho rằng chiến lược này có thể làm suy yếu năng lực tạo giá trị dài hạn khi doanh nghiệp đánh mất các tài sản chiến lược (Lim & cộng sự, 2013). Theo quan điểm RBV, việc loại bỏ tài sản chiến lược có thể làm suy giảm năng lực tạo giá trị dài hạn, đặc biệt khi Thu hẹp tài sản mang tính phản ứng trong bối cảnh áp lực tài chính (Barney, 1991; Cascio & cộng sự, 2021). Tại các nền kinh tế mới nổi, CRA thường mang tính phòng vệ hơn là tối ưu hóa chiến lược, khiến tác động tiêu cực chiếm ưu thế (Lim & cộng sự, 2013). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết H_1.

H_1: Chiến lược thu hẹp tài sản (CRA) có tác động tiêu cực (-) đến HQHĐ.

Chiến lược điều chỉnh giảm nợ (CRD) là một hình thức tái cấu trúc tài chính phổ biến

khi doanh nghiệp đối mặt với suy giảm HQHĐ hoặc áp lực từ môi trường kinh doanh bất định. Theo TTC, trong giai đoạn khó khăn tài chính, doanh nghiệp thường tái cấu trúc tài chính thông qua điều chỉnh cấu trúc vốn nhằm giảm áp lực thanh toán, cải thiện khả năng thanh khoản và tạo dư địa cho các nỗ lực phục hồi tiếp theo (Sudarsanam & Lai, 2001). Bên cạnh đó, tái cấu trúc tài chính thường xuất hiện đồng thời với các hoạt động CR khác trong giai đoạn doanh nghiệp suy giảm hiệu quả (Denis & Kruse, 2000). Do đó, CRD được kỳ vọng giúp doanh nghiệp cải thiện HQHĐ thông qua việc giảm chi phí tài chính, cải thiện dòng tiền và nâng cao khả năng chống chịu trước các cú sốc môi trường. Koh & cộng sự (2015) cho rằng các doanh nghiệp trong tình trạng khó khăn tài chính thường xem điều chỉnh cấu trúc vốn như một bộ phận của chiến lược phục hồi tổng thể, không phải chỉ là một quyết định tài chính đơn lẻ. Trong bối cảnh các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam thường chịu chi phí vốn thường ở mức cao, khả năng tiếp cận tín dụng chịu nhiều ràng buộc, chiến lược điều chỉnh giảm nợ được kỳ vọng đóng vai trò tích cực trong việc giảm rủi ro tài chính và ổn định hoạt động. Trên cơ sở đó, luận án kỳ vọng chiến lược CRD có tác động tích cực đến HQHĐ của doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu.

H_2: Chiến lược điều chỉnh giảm nợ (CRD) có tác động tích cực (+) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

Theo quan điểm RBV, cắt giảm chi phí (CRC) trong quá trình tái cấu trúc có thể làm suy giảm HQHĐ nếu việc thu hẹp ảnh hưởng đến các nguồn lực và năng lực tạo giá trị của doanh nghiệp (Barney, 2001; Lim & cộng sự, 2013). Anderson & cộng sự (2003) cho thấy SGA chiếm trung bình 26,4% doanh thu tại các doanh nghiệp ngành công nghiệp. Tuy nhiên, hành vi chi phí không tuân theo giả định tuyến tính truyền thống (Banker & Byzalov, 2014). Cụ thể, hiện tượng chi phí dính (cost stickiness) được phát hiện khi chi phí tăng nhanh hơn khi doanh thu tăng nhưng giảm chậm hơn khi doanh thu giảm, do tồn tại chi phí điều chỉnh và các ràng buộc tổ chức (Anderson & cộng sự, 2003; Banker & Byzalov, 2014). Tác động của CRC chưa hoàn toàn thống nhất, Morrow & cộng sự (2004) cho rằng hiệu quả của chiến lược CRC phụ thuộc đáng kể vào bối cảnh ngành. Kết quả nghiên cứu cho thấy CRC có tác động tích cực

đối với các doanh nghiệp hoạt động trong ngành đang suy giảm, nhưng không mang lại hiệu quả trong các ngành tăng trưởng, do có thể làm hạn chế đầu tư cho đổi mới và phát triển năng lực cạnh tranh trong tương lai. Tương tự, Lim & cộng sự (2013) chỉ ra rằng các biện pháp cắt giảm chi phí có thể tạo ra những tác động tiêu cực kéo dài khi làm suy giảm các năng lực tạo lợi tức mang tính tổ chức. Cascio & cộng sự (2021) cũng khẳng định rằng cắt giảm chi phí không phải lúc nào cũng giúp cải thiện hiệu quả hoạt động. Ngược lại, chiến lược này có thể gây ảnh hưởng bất lợi nếu làm suy yếu các nguồn lực và năng lực cốt lõi của doanh nghiệp. Tại Việt Nam, bằng chứng thực nghiệm gần đây của Vo & cộng sự (2024) và Võ Thể Anh & cộng sự (2024) cũng gián tiếp cho thấy tái cấu trúc hoạt động có thể tác động tiêu cực đến ROA của doanh nghiệp. Trên cơ sở đó, luận án kỳ vọng rằng:

H_3: Chiến lược cắt giảm chi phí hoạt động (CRC) có tác động tiêu cực (-) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

Bất định ngành (UI) phản ánh mức độ biến động và khó dự báo của môi trường hoạt động, và mức độ bất định có thể khác biệt đáng kể giữa các ngành (Dess & Beard, 1984; Hrebiniak & Snow, 1980). Dưới góc độ TRT, bất định cao thúc đẩy hành vi phòng thủ và ra quyết định cứng nhắc, từ đó làm suy giảm HQHĐ (Staw & cộng sự, 1981). Bằng chứng trong ngành ngân hàng cũng ghi nhận tác động tiêu cực của UI đến phân bổ nguồn lực và hiệu quả (Dan & Chung, 2022). Theo ROT và phản ứng phòng thủ, bất định gia tăng khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu tư, tuyển dụng và điều chỉnh nguồn lực, qua đó có thể làm suy giảm HQHĐ (Bloom, 2009). Ngược lại, bất định cũng có thể tạo ra cơ hội cho các doanh nghiệp có khả năng thích ứng và linh hoạt cao khai thác những thay đổi của môi trường, từ đó cải thiện HQHĐ (Drnevich & West, 2023). Hai lập luận này cho thấy tác động của UI lên HQHĐ không mang tính đơn chiều, mà phụ thuộc vào cách doanh nghiệp phản ứng trước bất định. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước chủ yếu xác định hướng tác động ròng của bất định, trong khi chưa làm rõ đầy đủ cơ chế và điều kiện biên, đặc biệt khi doanh nghiệp phải tái cấu trúc tài sản trong bối cảnh bất định ngành gia tăng. Do đó, luận án kỳ vọng (xem xét H_{4a} và H_{4b} phản ánh hai hướng tác động cạnh tranh của bất định ngành):

H_4: Bất định ngành có tác động đến HQHĐ của doanh nghiệp

H_{4a}: Bất định ngành có tác động tiêu cực (-) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

H_{4b}: Bất định ngành có tác động tích cực (+) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

Dòng nghiên cứu về CR cho thấy các chiến lược CR theo hướng phòng vệ không tạo ra tác động giống nhau đến HQHĐ. Theo Lý thuyết TTC, doanh nghiệp có thể triển khai nhiều hình thức cắt giảm như thu hẹp tài sản, điều chỉnh giảm nợ hoặc cắt giảm chi phí nhằm ổn định hoạt động trong giai đoạn suy giảm hiệu quả (Robbins & Pearce, 1992). Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy hiệu quả của các chiến lược CR theo hướng phòng vệ không đồng nhất giữa các kênh. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy tác động của thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí thay đổi theo môi trường ngành, trong khi Lim & cộng sự (2013) chỉ ra rằng hiệu quả của từng hình thức thu hẹp còn phụ thuộc vào cơ chế tạo lập giá trị của doanh nghiệp. Đối với tái cấu trúc tài chính, Koh & cộng sự (2015) cho thấy các lựa chọn điều chỉnh tài chính khác nhau có liên hệ khác nhau với khả năng phục hồi của doanh nghiệp gặp khó khăn. Các nghiên cứu gần đây tiếp tục cho thấy tác động của các hình thức CR khác nhau không nhất thiết cùng chiều hoặc cùng mức độ (Vo & cộng sự, 2024; Võ Thể Anh & cộng sự, 2024). Những bằng chứng này cho thấy tác động của CR đến HQHĐ có thể khác biệt theo từng kênh tái cấu trúc. Do đó, luận án đưa ra giả thuyết như sau:

H_5: Tác động của các chiến lược tái cấu trúc đến HQHĐ khác nhau giữa các kênh tái cấu trúc.

3.2.2. Sự khác biệt theo trạng thái bất định ngành cao và thấp

Bên cạnh sự khác biệt giữa các chiến lược CR, dòng nghiên cứu trước cũng cho thấy hiệu quả của cùng một chiến lược có thể thay đổi dưới các trạng thái bất định ngành khác nhau. Theo lý thuyết COT, không tồn tại một chiến lược tối ưu cho mọi bối cảnh môi trường. TRT cho rằng bất định cao thường khiến doanh nghiệp phản ứng theo hướng phòng vệ và thận trọng hơn, từ đó làm thay đổi hiệu quả của các quyết định CR (Staw & cộng sự, 1981). Trong khi đó, ROT lại cho rằng môi trường bất định có thể làm gia tăng giá trị của tính linh hoạt chiến lược khi doanh nghiệp có khả năng điều chỉnh nguồn lực và trì hoãn các quyết định bất lợi (Bloom, 2009).

Nghiên cứu gần đây cũng cho thấy mức độ bất định có sự khác biệt đáng kể giữa các ngành (Baruník & cộng sự, 2024). Drnevich & West (2023) cho thấy bất định công nghệ có thể tạo ra lợi thế hiệu quả cho các doanh nghiệp trẻ và quy mô nhỏ nhờ khả năng khai thác cơ hội linh hoạt hơn. Dan & Chung (2022) cho thấy bất định trong ngành ngân hàng có ảnh hưởng đáng kể đến các thành phần thu nhập, dự phòng rủi ro và khả năng sinh lợi của ngân hàng. Campello & cộng sự (2024) cho thấy bất định làm thay đổi các quyết định đầu tư và thoái vốn tài sản. Những bằng chứng này hàm ý rằng tác động của cùng một chiến lược CR đến HQHĐ có thể khác biệt giữa các trạng thái bất định ngành cao và thấp.

H_6: Tác động của các chiến lược tái cấu trúc đến HQHĐ khác nhau giữa trạng thái bất định ngành cao và trạng thái bất định ngành thấp.

3.2.3. Vai trò điều tiết của bất định ngành

Theo Lý thuyết COT, hiệu quả của các chiến lược CR phụ thuộc vào mức độ phù hợp với môi trường, trong đó bất định ngành là yếu tố bối cảnh chi phối quyết định phân bổ nguồn lực (Dess & Beard, 1984). Trong điều kiện bất định cao, chi phí thông tin gia tăng và khả năng dự báo suy giảm làm giảm hiệu quả của các quyết định thu hẹp tài sản (Bergh, 1998). Theo TRT, bất định thúc đẩy hành vi phòng thủ và hạn chế linh hoạt chiến lược, khiến CR mang tính phản ứng và kém hiệu quả hơn (Guthrie & Datta, 2008). Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động của thu hẹp tài sản không đồng nhất mà phụ thuộc vào đặc điểm môi trường ngành và giai đoạn chu kỳ (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Bất định có thể làm trì hoãn quá trình tái phân bổ nguồn lực và cản trở cơ chế sáng tạo - phá hủy (creative destruction), tức quá trình thay thế tài sản cũ, lỗi thời bằng tài sản mới có công nghệ và năng suất cao hơn, khiến doanh nghiệp duy trì cơ cấu tài sản kém hiệu quả (Campello & cộng sự, 2024). Dù ROT cho rằng bất định có thể tạo cơ hội điều chỉnh linh hoạt (Drnevich & West, 2023), việc kết hợp với thu hẹp tài sản có thể làm gia tăng nguy cơ phân bổ sai hoặc loại bỏ nhầm tài sản chiến lược, qua đó làm trầm trọng hơn tác động tiêu cực đến HQHĐ. Do đó, bất định ngành không chỉ ảnh hưởng trực tiếp mà còn đóng vai trò khuếch đại tác động bất lợi của thu hẹp tài sản. Từ các luận điểm trên, nghiên cứu đưa ra giả thuyết.

H_7: Bất định ngành khuếch đại tác động tiêu cực của chiến lược thu hẹp tài sản (CRA) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

Koh & cộng sự (2015), chỉ ra rằng lựa chọn chiến lược tái cấu trúc tài chính phụ thuộc vào vòng đời doanh nghiệp và mức độ khó khăn tài chính, trong khi Denis & Kruse (2000) ghi nhận rằng các điều chỉnh tài chính thường gắn với cải thiện hiệu quả sau giai đoạn suy giảm hiệu suất. Çolak & cộng sự (2018) chỉ ra rằng bất định làm chậm tốc độ điều chỉnh đòn bẩy về mức tối ưu. Zhang & cộng sự (2015) cho thấy khi mức độ bất định của chính sách kinh tế gia tăng, các doanh nghiệp có xu hướng giảm tỷ lệ đòn bẩy tài chính. Mặc dù các nghiên cứu này không trực tiếp phân tích vai trò của UI, nhưng gợi ý rằng hiệu quả của giảm nợ phụ thuộc vào bối cảnh ra quyết định. Ngoài ra, nghiên cứu gần đây cũng xác nhận vai trò điều tiết của bất định trong mối quan hệ giữa quyết định doanh nghiệp và kết quả đầu ra, chẳng hạn trong quản trị vốn lưu động và khả năng sinh lời (Koroma & Bein, 2024). Ở cấp độ ngành, bất định được chứng minh là yếu tố ảnh hưởng đáng kể đến hành vi đầu tư và tái phân bổ nguồn lực của doanh nghiệp ngành sản xuất. Ví dụ, Bloom (2009) cho thấy các cú sốc bất định khiến doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn đầu tư và điều chỉnh nguồn lực, trong khi Zheng & Wen (2023) chỉ ra rằng bất định làm thay đổi mối quan hệ giữa quyết định tài chính và hiệu quả doanh nghiệp. Các kết quả này phù hợp với ROT, theo đó doanh nghiệp có động cơ trì hoãn các quyết định khó đảo ngược khi mức độ bất định tăng cao. Tổng quan dòng tài liệu cho thấy, khi bất định tăng, doanh nghiệp vừa có động cơ giảm nợ để bảo toàn thanh khoản, vừa đối mặt với chi phí cơ hội cao hơn nếu việc thu hẹp nợ làm suy giảm khả năng tài trợ cho vốn lưu động, đầu tư hoặc duy trì quy mô hoạt động. Do đó luận án đưa ra giả thuyết sau:

H_8: Bất định ngành làm suy yếu tác động tích cực của chiến lược điều chỉnh giảm nợ (CRD) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

Một cú sốc cụ thể gây ra sự bất định liên quan đến bất kỳ ngành nào (Baruník & cộng sự, 2024). Theo Lý thuyết COT, hiệu quả của các quyết định chiến lược bao gồm CR phụ thuộc vào mức độ phù hợp với bối cảnh môi trường (Dess & Beard, 1984). Bằng chứng gần đây cũng cho thấy bất định có thể làm chậm các quyết định đầu tư và thoái

đầu tư, thay đổi phân bổ tài sản và làm suy giảm hiệu quả tái phân bổ nguồn lực của doanh nghiệp (Campello & cộng sự, 2024). Trong các ngành tương đối ổn định, cắt giảm chi phí có thể làm giảm hiệu quả doanh nghiệp nếu doanh nghiệp cắt giảm các khoản chi hỗ trợ năng lực marketing, điều phối quản trị và nguồn lực tổ chức cần thiết cho năng lực cạnh tranh (Lim & cộng sự, 2013). Tác động tiêu cực này có thể trở nên rõ hơn do hiện tượng chi phí dính, vì SGA thường giảm chậm hơn so với doanh thu do chi phí điều chỉnh và quyết định duy trì nguồn lực đã cam kết của nhà quản trị (Anderson & cộng sự, 2003; Banker & Byzalov, 2014).

Tuy nhiên, khi bất định ngành gia tăng, giá trị của tính linh hoạt trở nên quan trọng hơn. ROT cho rằng bất định làm tăng giá trị của việc duy trì linh hoạt và tránh các cam kết nguồn lực quá mức (Trigeorgis & Reuer, 2017). Trong bối cảnh này, cắt giảm chi phí có thể giúp doanh nghiệp giảm các cam kết chi phí cố định, duy trì linh hoạt tài chính và phản ứng thận trọng hơn trước các cú sốc ngành khó dự báo (Bloom, 2009; Campello & cộng sự, 2024). Phù hợp với lập luận này, các nghiên cứu gần đây cho thấy bất định có thể điều tiết hiệu quả của các quyết định quản trị nội bộ, chẳng hạn mối quan hệ giữa quản trị vốn lưu động và khả năng sinh lời (Koroma & Bein, 2024). Do đó, bất định ngành được kỳ vọng làm suy yếu tác động tiêu cực của cắt giảm chi phí đến hiệu quả doanh nghiệp. Về mặt thực nghiệm, hàm ý hệ số dương của biến tương tác giữa cường độ cắt giảm chi phí và bất định ngành.

H_9: Bất định ngành làm suy yếu tác động tiêu cực của chiến lược cắt giảm chi phí hoạt động (CRC) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

Mặc dù CRA, CRD và CRC đều thuộc nhóm chiến lược CR theo hướng phòng vệ, các chiến lược này không tác động đến HQHĐ thông qua cùng một cơ chế. Sudarsanam & Lai (2001) cho rằng tái cấu trúc tài sản, tài chính và hoạt động có đặc điểm và cơ chế phục hồi khác nhau, trong khi Koh & cộng sự (2015) cho thấy doanh nghiệp thường lựa chọn chiến lược CR tùy thuộc vào mức độ khó khăn tài chính và khả năng thích ứng của mình. Theo Lý thuyết COT, hiệu quả của chiến lược phụ thuộc vào mức độ phù hợp với môi trường ngành. Hrebiniak & Snow (1980) cho rằng mức độ bất định môi trường khác nhau giữa các ngành có thể làm thay đổi phản ứng

chiến lược và HQHĐ của doanh nghiệp. Vì vậy, bất định ngành có thể không điều tiết đồng nhất tác động của CRA, CRD và CRC. Từ góc nhìn ROT, bất định làm gia tăng giá trị của tính linh hoạt chiến lược, nhưng mức độ linh hoạt mà từng chiến lược tạo ra không giống nhau. Bloom (2009) cho rằng bất định làm thay đổi hành vi đầu tư và phân bổ nguồn lực doanh nghiệp, hàm ý rằng hiệu quả của từng chiến lược CR phụ thuộc vào loại nguồn lực bị điều chỉnh. Trong khi đó, Cascio & cộng sự (2021) cho thấy tác động của các chiến lược CR phụ thuộc đáng kể vào điều kiện ngành và môi trường kinh doanh. Từ các lập luận trên, luận án cho rằng bất định ngành không chỉ điều tiết tác động của từng chiến lược CR riêng lẻ mà còn tạo ra sự khác biệt trong mức độ và hướng điều tiết giữa các kênh CR. Giả thuyết được đề xuất như sau :

H_{10}: Hiệu ứng điều tiết của bất định ngành đối với mối quan hệ giữa tái cấu trúc và HQHĐ khác nhau giữa các kênh tái cấu trúc.

3.3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu kế thừa cấu trúc bảng động trong các nghiên cứu về suy giảm hiệu quả và CR, theo đó hiệu quả hiện tại phụ thuộc vào hiệu quả trong quá khứ và các quyết định điều chỉnh nguồn lực của doanh nghiệp (Denis & Kruse, 2000; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Tuy nhiên, các nghiên cứu trước thường xem xét từng hình thức CR riêng lẻ hoặc đặt môi trường ngành như một biến kiểm soát. Luận án phát triển mô hình theo ba hướng. Thứ nhất, CR được tách thành 3 chiến lược hướng phòng vệ đó là: thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí hoạt động và giảm nợ. Luận án đồng thời được ước lượng riêng lẻ từng kênh chiến lược và đối sánh trong cùng một mô hình tổng hợp 3 kênh mà các nghiên cứu trước còn bỏ ngỏ. Thứ hai, luận án kế thừa phương pháp của Dan & Chung (2022) để phát triển chỉ số bất định UI_index ở cấp ngành-năm từ độ phân tán của các cú sốc doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận của doanh nghiệp trong cùng ngành. Thứ ba, các biến tương tác giữa từng kênh CR và UI_index được bổ sung để kiểm định vai trò điều tiết của bất định ngành. Cụ thể, các mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

Mô hình cơ sở

$$\mathbf{ROA_{i,t} = \alpha + ß_0 ROA_{i,t-1} + ß_1 CR_{i,t} + ß_2 UI_index_{j,t} + \gamma' Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}} \quad \mathbf{(I)}$$

Mô hình I được sử dụng để kiểm định tác động trực tiếp của các chiến lược CR theo hướng phòng vệ và UI đến HQHĐ doanh nghiệp. Trong đó, $ROA_{i,t-1}$ được đưa vào mô hình để phản ánh tính dai dẳng của HQHĐ; $CR_{i,t}$ lần lượt đại diện cho kênh thu hẹp tài sản (CRA), giảm đòn bẩy (CRD) và giảm chi phí (CRC); $UI_index_{j,t}$ là mức độ bất định của ngành j tại năm t; $Controls_{i,t}$ là vector các biến kiểm soát gồm quy mô doanh nghiệp (sizeTA), tỷ lệ nợ trên vốn chủ sở hữu (DE), đòn bẩy tài chính (LevA), khả năng thanh khoản (Liq), tăng trưởng doanh thu (GSALE) và tuổi doanh nghiệp (AGE); μ_i phản ánh đặc điểm riêng không quan sát được của doanh nghiệp; $\lambda_t$là hiệu ứng năm; và $\varepsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên.

Mô hình mở rộng với biến tương tác

$$\mathbf{ROA_{i,t} = \alpha + ß_0 ROA_{i,t-1} + ß_1 CR_{i,t} + ß_2 UI_index_{j,t} + ß_3 (CR_{i,t} x UI_{j,t}) + \gamma' Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}} \quad \mathbf{(II)}$$

Mô hình II được sử dụng để kiểm định vai trò điều tiết của UI đối với mối quan hệ giữa các chiến lược CR và HQHĐ. Hệ số β_3 phản ánh chiều hướng điều tiết của UI. Tác động của CR đến HQHĐ tại một mức bất định nhất định được xác định thông qua tác động cận biên $\beta_1 + \beta_3 UI_{j,t}$. Trong đó, i đại diện cho doanh nghiệp, t là năm và j là ngành. ROA là biến đại diện cho HQHĐ doanh nghiệp; $CR_{i,t}$ lần lượt đại diện cho các chiến lược CRA, CRD và CRC; $UI_index_{j,t}$ là chỉ số bất định ngành; $Controls_{i,t}$ là nhóm biến kiểm soát; μ_i và λ_t lần lượt phản ánh hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp và theo thời gian; $\varepsilon_{i,t}$là sai số ngẫu nhiên.

3.3.2. Đo lường biến phụ thuộc

HQHĐ được đo lường bằng ba chỉ tiêu kế toán gồm ROA, ROE và ROS. Luận án sử dụng ROA làm thước đo chính, trong khi ROE và ROS được sử dụng làm các thước đo thay thế trong kiểm định tính vững. Các biến đo lường cụ thể như sau:

$ROA_{it} = EBT_{it}/TA_{it}$; $ROE_{it} = EBT_{it}/EQ_{it}$; $ROS_{it} = EBT_{it}/netSALE_{it}$

Trong đó, TA là tổng tài sản, EQ là vốn chủ sở hữu và netSALE là doanh thu thuần. EBT là lợi nhuận trước thuế thu nhập doanh nghiệp. EBT được chọn với mục

tiêu phản ánh khả năng tạo lợi nhuận chưa bị ảnh hưởng bởi chính sách thuế. Luận án không nhằm đo lường HQHĐ thuần túy mà đo lường khả năng tạo lợi nhuận kinh tế trước thuế từ tổng tài sản. Do đó, loại bỏ ảnh hưởng của chính sách thuế bằng cách sử dụng lợi nhuận trước thuế (EBT) thay vì lợi nhuận sau thuế (PAT). Thực tế tại Việt Nam, chính sách thuế thường được ưu đãi theo địa bàn hoặc theo nhóm ngành, vì vậy hai doanh nghiệp có EBT giống nhau vẫn có thể có PAT rất khác nhau. Do đó, chỉ tiêu EBT sẽ phù hợp với bối cảnh bất định môi trường ngành trong phạm vi của luận án. Việc chọn sử dụng cùng một đại lượng lợi nhuận để duy trì tính nhất quán khi so sánh hiệu quả theo ba cơ sở khác nhau là tổng tài sản, vốn chủ sở hữu và doanh thu thuần. ROA phản ánh khả năng tạo lợi nhuận trước thuế từ toàn bộ tài sản mà doanh nghiệp đang kiểm soát. Thước đo này được lựa chọn làm biến phụ thuộc chính vì phù hợp với mục tiêu đánh giá hiệu quả sử dụng tổng thể nguồn lực sau các quyết định điều chỉnh tài sản, nợ và chi phí. Sử dụng chỉ tiêu dựa trên tài sản cũng có tiền lệ trong các nghiên cứu về CR và phục hồi doanh nghiệp, chẳng hạn Morrow & cộng sự (2004) sử dụng ROI dựa trên thu nhập hoạt động và tổng tài sản, còn Forcadell & cộng sự (2025) sử dụng ROA làm thước đo chính và ROE để kiểm tra tính vững.

Một hạn chế của việc sử dụng ROA là khả năng tồn tại quan hệ cơ học với CRA, do tổng tài sản vừa tham gia vào cách xác định mức thu hẹp tài sản vừa là mẫu số của ROA. Lim & cộng sự (2013) e ngại vấn đề này và chọn ROS để đo HQHĐ. Luận án ghi nhận hạn chế này và xử lý bằng hai cách. Thứ nhất, CRA được được chuẩn hóa theo tổng tài sản đầu kỳ, trong khi ROA phản ánh hiệu quả tại kỳ hiện tại. Thứ hai, ROE và ROS được sử dụng làm thước đo thay thế. Nếu chiều tác động của CRA vẫn được duy trì khi biến phụ thuộc không còn sử dụng tổng tài sản làm mẫu số, khả năng kết quả chỉ phát sinh từ quan hệ cơ học sẽ được khắc phục.

ROE phản ánh lợi nhuận trước thuế tạo ra trên một đơn vị vốn chủ sở hữu. Chỉ tiêu này bổ sung góc nhìn của cổ đông và hữu ích khi đánh giá các chiến lược liên quan đến cấu trúc vốn và giảm nợ. Tuy nhiên, ROE có thể xuất hiện giá trị ngoại lai khi vốn chủ sở hữu nhỏ, gần bằng 0 hoặc âm. Vì vậy, luận án winsorize ROE tại phân vị

1% và 99% trước khi sử dụng trong kiểm định tính vững nếu khoảng biến thiên của ROE quá rộng.

ROS phản ánh khả năng chuyển doanh thu thuần thành lợi nhuận trước thuế. ROS được lựa chọn vì phù hợp để kiểm tra kết quả của chiến lược cắt giảm chi phí, đồng thời không sử dụng tổng tài sản làm mẫu số nên cung cấp một phép kiểm tra trực tiếp đối với lo ngại của Lim & cộng sự (2013). Robbins & Pearce (1992) sử dụng các chỉ tiêu lợi nhuận trên doanh thu và đầu tư để đánh giá phục hồi doanh nghiệp, trong khi Lim & cộng sự (2013) lựa chọn ROS làm thước đo hiệu quả trong nghiên cứu về thu hẹp tài sản và chi phí. ROS cũng có hạn chế đó là, có thể biến động mạnh khi doanh thu nhỏ hoặc lợi nhuận chứa khoản mục bất thường, biến này cũng được winsorize tại phân vị 1% và 99% trong trường hợp có khoảng biến thiên rộng.

Tóm lại, ROA được luận án chọn sử dụng làm biến phụ thuộc chính vì phản ánh hiệu quả sử dụng toàn bộ cơ sở tài sản và có phân phối ổn định hơn trong mẫu nghiên cứu. ROE và ROS được sử dụng trong kiểm định tính vững nhằm đánh giá hiệu quả lần lượt theo vốn chủ sở hữu và doanh thu.

3.3.3. Đo lường các biến độc lập

3.3.3.1. Đo lường CRA

CRA phản ánh mức thu hẹp ròng của cơ sở tài sản và được sử dụng như biến đại diện cho cường độ tái cấu trúc tài sản, thước đo này không nhận diện trực tiếp loại tài sản hoặc động cơ của việc thu hẹp. CRA được tiếp cận theo hai lớp đo lường. Thước đo liên tục phản ánh toàn bộ mức độ điều chỉnh tài sản của doanh nghiệp thông qua tỷ lệ thay đổi tổng tài sản giữa hai kỳ kế toán ($TA_{i,t-1}$ - $TA_{i,t}$), nhằm ghi nhận cả các điều chỉnh nhỏ mang tính thích ứng dần dần dưới điều kiện bất định. Đồng thời, nghiên cứu sử dụng thêm ngưỡng giảm từ 5% (CRA5) như một thước đo độ bền nhằm nhận diện các đợt thu hẹp tài sản có cường độ đủ lớn và mang ý nghĩa kinh tế rõ rệt. Cách tiếp cận này được kế thừa từ các nghiên cứu trước (Cascio & cộng sự, 2021; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Theo quan điểm này, các quan sát dưới ngưỡng 5% không bị loại khỏi mẫu mà được xem là các điều chỉnh tài sản ở cường độ thấp nhưng vẫn mang ý nghĩa kinh tế trong bối

cảnh doanh nghiệp điều chỉnh nguồn lực theo hướng phòng vệ. Công thức đo lường cường độ thu hẹp tổng tài sản (TA) cụ thể như sau :

$$\mathrm{CRA_{i,t}} = \max\left\{0, \frac{\mathrm{TA_{i,t-1}} - \mathrm{TA_{i,t}}}{\mathrm{TA_{i,t-1}}}\right.,$$

Luận án lựa chọn thước đo này vì hai lý do sau:

Thứ nhất, về lựa chọn chiều thu hẹp: Việc đo lường CRA theo chiều giảm dựa trên dòng nghiên cứu về thu hẹp nguồn lực, theo đó doanh nghiệp có xu hướng thực hiện các điều chỉnh mang tính thu hẹp nhằm ổn định hoạt động và phục hồi hiệu quả (Cascio & cộng sự, 2021; Denis & Kruse, 2000; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023; Robbins & Pearce, 1992). Bằng chứng thực nghiệm cho thấy sau khi hiệu quả suy giảm, các doanh nghiệp thường thu hẹp tài sản, cắt giảm đầu tư hoặc thoái vốn như một cơ chế điều chỉnh nhằm cải thiện hiệu quả sử dụng nguồn lực (Denis & Kruse, 2000). Quan trọng hơn, các nghiên cứu gần đây nhấn mạnh rằng tái cấu trúc tài sản trong bối cảnh khó khăn tài chính chủ yếu diễn ra dưới dạng bán hoặc loại bỏ các tài sản kém hiệu quả, qua đó giải phóng nguồn lực và tái phân bổ vào các mục đích sử dụng hiệu quả hơn (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Do đó, việc tập trung vào chiều giảm tài sản cho phép phản ánh trực tiếp bản chất của chiến lược thu hẹp nguồn lực, đồng thời tránh nhầm lẫn với các thay đổi theo chiều mở rộng gắn với chiến lược tăng trưởng.

Thứ hai, về lựa chọn ngưỡng ≥5%, để xác định CRA là chiến lược thực sự và được phân biệt với các thay đổi nhỏ mang tính vận hành hay chỉ là các điều chỉnh kế toán thông thường. Về mặt lý thuyết, Robbins & Pearce (1992) mô tả CR trong giai đoạn suy giảm là các cắt giảm có ý nghĩa kinh tế đáng kể, hàm ý rằng chỉ những thay đổi đủ lớn mới phản ánh quyết định chiến lược của doanh nghiệp. Morrow & cộng sự (2004) là một trong những nghiên cứu tiên phong đã lượng hóa khái niệm này bằng cách áp dụng ngưỡng định lượng (xấp xỉ 5%) để xác định các sự kiện thu hẹp tài sản và chi phí. Cách tiếp cận này cho phép loại bỏ các biến động nhỏ không mang ý nghĩa chiến lược, đồng thời đảm bảo các quan sát được giữ lại thực sự phản ánh

hành vi tái cấu trúc. Các nghiên cứu tiếp theo tiếp tục kế thừa logic này, các thay đổi dưới ngưỡng thường chỉ phản ánh điều chỉnh ngắn hạn hoặc biến động kế toán (Lim & cộng sự, 2013). Bên cạnh đó Cascio & cộng sự (2021) cung cấp cơ sở phương pháp luận rõ ràng hơn khi cho rằng việc sử dụng ngưỡng 5% nhằm đảm bảo ba mục tiêu: (i) loại bỏ nhiễu từ các biến động nhỏ; (ii) chỉ giữ lại các thay đổi có ý nghĩa kinh tế và tổ chức; và (iii) đảm bảo tính nhất quán với dòng nghiên cứu trước đó.

Mặc dù một số nghiên cứu sử dụng các ngưỡng giảm cao hơn. Ví dụ Su Dinh Thanh & cộng sự (2016), Forcadell & cộng sự (2025) sử dụng 10% cho ngưỡng giảm cho kênh thu hẹp tài sản. Luận án chọn ngưỡng 5% để phù hợp hơn với bối cảnh phân tích. Vì Việt Nam là một nền kinh tế mới nổi, quy mô doanh nghiệp nhỏ và khả năng tiếp cận vốn còn hạn chế, các quyết định CR thường diễn ra theo từng bước với quy mô vừa phải thay vì tỷ lệ cắt giảm lớn, đột ngột. Tổng hợp các lập luận trên cho thấy việc đo lường CRA theo chiều giảm tài sản với ngưỡng ≥5% là phù hợp với thực tế tại Việt Nam.

3.3.3.2. Đo lường CRD

Tương tự CRA, luận án tiếp cận CRD theo hai lớp đo lường gồm thước đo liên tục và thước đo ngưỡng. Thước đo liên tục phản ánh toàn bộ mức độ thay đổi tổng nợ của doanh nghiệp giữa hai kỳ ($Debt_{i,t-1}$ - $Debt_{i,t}$), qua đó ghi nhận các điều chỉnh tài chính mang tính thích ứng linh hoạt dưới điều kiện bất định ngành. Bên cạnh đó, luận án sử dụng thêm biến nhị phân (CRD5) nhằm nhận diện các đợt giảm nợ mạnh từ 5% trở lên như các quyết định tái cấu trúc tài chính có ý nghĩa kinh tế mạnh hơn. Cách tiếp cận này phù hợp với lập luận trong Lý thuyết TTC và các nghiên cứu về CR trong tình trạng khó khăn khi doanh nghiệp thường điều chỉnh đòn bẩy theo nhiều cấp độ khác nhau thay vì chỉ thực hiện các thay đổi mang tính đột biến (Chinh & cộng sự, 2025; Flannery & Rangan, 2006; Hovakimian & cộng sự, 2004; Koh & cộng sự, 2015; Leary & Roberts, 2005; Mansour & cộng sự, 2022). Công thức đo lường cường độ giảm nợ (Debt) cụ thể như sau:

$$\mathrm{CRD}_{i,t} = \max\left\{0, \quad \frac{\mathrm{Debt}_{i,t-1} - \mathrm{Debt}_{i,t}}{\mathrm{TA}_{i,t-1}}\right.,$$

Luận án lựa chọn thước đo này vì các lý do sau:

Thứ nhất, về lựa chọn thước đo CRD. Khác với các nghiên cứu sử dụng tỷ lệ đòn bẩy tĩnh để đại diện cho cấu trúc vốn, cách tiếp cận dựa trên thay đổi nợ (ΔDebt/Assets) cho phép nắm bắt bản chất động của hành vi tái cấu trúc tài chính. Theo dòng nghiên cứu về điều chỉnh cấu trúc vốn, doanh nghiệp không điều chỉnh ngay về mức đòn bẩy mục tiêu mà thực hiện các thay đổi dần thông qua quyết định tăng hoặc giảm nợ theo thời gian (Flannery & Rangan, 2006). Do đó, biến thay đổi nợ chuẩn hóa theo tổng tài sản được xem là thước đo phù hợp để phản ánh cường độ điều chỉnh tài chính hơn là đo lường thông qua dummy các sự kiện rời rạc. Việc sử dụng tổng tài sản kỳ trước trong mẫu số để đảm bảo thay đổi nợ được đo lường tương đối theo quy mô doanh nghiệp trước khi điều chỉnh, nhất quán với các thực hành chuẩn trong nghiên cứu cấu trúc vốn, đặc biệt trong bối cảnh doanh nghiệp điều chỉnh cấu trúc vốn theo từng bước (Flannery & Rangan, 2006; Leary & Roberts, 2005).

Thứ hai, Nghiên cứu tập trung vào chiến lược giảm đòn bẩy tài chính thông qua cơ cấu giảm nợ, chứ không phải thay đổi nợ hai chiều. Vì trong bối cảnh tái cấu trúc, giảm nợ phản ánh trực tiếp chiến lược tái cấu trúc tài chính mang tính phòng vệ nhằm giảm áp lực tài chính và cải thiện khả năng thanh toán. Dòng nghiên cứu về doanh nghiệp khó khăn tài chính cho thấy việc giảm nợ, tái cấp vốn hoặc tái cấu trúc nghĩa vụ nợ là các công cụ quan trọng trong quá trình phục hồi (Koh & cộng sự, 2015). Tái cấu trúc tài chính thường gắn với việc điều chỉnh bảng cân đối kế toán theo hướng giảm đòn bẩy nhằm khôi phục sự bền vững tài chính (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Do đó, việc chọn chiến lược phòng vệ tài chính trong bối cảnh bất định ngành theo chiều giảm nợ giúp tách biệt rõ hành vi tái cấu trúc khỏi các quyết định tăng nợ phục vụ mở rộng, hai hướng này mang bản chất kinh tế khác biệt.

Thứ ba, về lựa chọn ngưỡng giảm 5% để nhận diện điều chỉnh có ý nghĩa. Luận án cố gắng phân biệt giữa các biến động nhỏ mang tính kế toán và các điều chỉnh tài chính mang tính chiến lược. Trong tài chính doanh nghiệp, cách tiếp cận

“financing spikes - tăng đột biến về tài trợ” đề xuất sử dụng ngưỡng định lượng (≥ 5% tổng tài sản) để nhận diện các quyết định tài trợ có ý nghĩa kinh tế (Leary & Roberts, 2005). Luận án sử dụng ngưỡng ≥5% nhằm nhận diện các sự kiện giảm nợ có ý nghĩa kinh tế, đảm bảo rằng các quan sát phản ánh các quyết định CR thực sự, chứ không phải là nhiễu dữ liệu. So với các thước đo đòn bẩy tĩnh (Koroma & Bein, 2024), cách tiếp cận dựa trên thay đổi nợ kết hợp ngưỡng cho phép đồng thời nắm bắt quá trình điều chỉnh động. Tổng hợp lại, việc đo lường CRD thông qua thay đổi nợ chuẩn hóa theo tổng tài sản kết hợp với ngưỡng ≥5% cho phép vừa phản ánh bản chất động của điều chỉnh cấu trúc vốn, vừa đảm bảo nhận diện các thay đổi có ý nghĩa kinh tế. Cách tiếp cận này vừa có cơ sở lý thuyết trong dòng nghiên cứu điều chỉnh cấu trúc vốn, vừa phù hợp để đối sánh với các nghiên cứu thực nghiệm về CR. Tuy nhiên, hạn chế là thước đo này không cho phép phân biệt giữa điều chỉnh nợ chủ động và thay đổi nợ do tái phân loại kế toán hoặc biến động ngắn hạn.

3.3.3.3. Đo lường CRC

CRC được đo lường thông qua mức thay đổi chi phí bán hàng và quản lý doanh nghiệp (SGA), không bao gồm giá vốn hàng bán và chi phí lãi vay nhằm phản ánh các quyết định điều chỉnh chi phí mang tính quản trị, chứ không phải là biến động do đặc điểm sản xuất. Luận án tiếp cận CRC theo hai lớp đo lường bổ sung. Thước đo liên tục phản ánh toàn bộ cường độ điều chỉnh chi phí hoạt động, bao gồm cả các điều chỉnh nhỏ mang tính thích ứng dần dần dưới điều kiện bất định. Đồng thời, biến CRC5 được sử dụng như một thước đo độ bền nhằm nhận diện các đợt cắt giảm chi phí từ 5% trở lên (Cascio & cộng sự, 2021; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Theo cách tiếp cận này, các quan sát dưới ngưỡng 5% không bị loại khỏi mẫu mà được xem là các điều chỉnh chi phí ở cường độ thấp, phù hợp với lập luận của Lý thuyết chi phí điều chỉnh (Hamermesh & Pfann, 1996), Lý thuyết chi phí bất đối xứng (Anderson & cộng sự, 2003) và Lý thuyết ROT (Dixit & Pindyck, 1994). Theo đó doanh nghiệp thường ưu tiên điều chỉnh chi phí theo hướng dần dần nhằm duy trì tính linh hoạt dưới môi trường bất định. CRC được đo lường như sau :

$$CRC_{i,t} = \max\left\{0, \frac{SGA_{i,t-1} - SGA_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right.,$$

Phương pháp đo này phản ánh mức độ cắt giảm SGA (không bao gồm giá vốn hàng bán và chi phí tài chính) được chuẩn hóa theo quy mô tài sản đầu kỳ (Cascio & cộng sự, 2021; Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992), lý do lựa chọn cụ thể như sau:

Thứ nhất, trong dòng nghiên cứu về cắt giảm chi phí hoạt động được xem là một trong những công cụ quan trọng nhằm cải thiện tình trạng tài chính, bên cạnh thu hẹp tài sản và tái cấu trúc tài chính (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Trong đó, chi phí SGA đại diện cho các hoạt động quản trị, marketing và vận hành là những yếu tố phản ánh trực tiếp mức độ sử dụng nguồn lực của doanh nghiệp (Anderson & cộng sự, 2003). Do đó, thay đổi SGA (ΔSGA/Assets) được xem là chỉ báo phù hợp để đo lường hành vi tái cấu trúc chi phí. So với các thước đo tổng hợp như dòng tiền hoạt động, SGA cho phép nhận diện trực tiếp các quyết định kiểm soát chi phí ở cấp độ quản trị, là nội dung cốt lõi của tái cấu trúc hoạt động (Sudarsanam & Lai, 2001).

Thứ hai, luận án tập trung vào chiều cắt giảm chi phí bởi vì, đây là biểu hiện đặc trưng của chiến lược phòng vệ trước áp lực biến động của môi trường . Theo Lý thuyết TTC, các biện pháp cắt giảm chi phí giúp cải thiện nhanh dòng tiền và HQHĐ trong giai đoạn đầu suy giảm (Robbins & Pearce, 1992). Nhưng từ góc nhìn RBV, việc cắt giảm chi phí nhất là trong các khoản liên quan đến năng lực cốt lõi như R&D hoặc marketing thì có thể làm suy yếu lợi thế cạnh tranh dài hạn (Lim & cộng sự, 2013). Do đó, việc đo lường theo chiều giảm SGA cho phép nắm bắt trực tiếp hành vi tái cấu trúc.

Thứ ba, về lựa chọn ngưỡng ≥5%. Một vấn đề quan trọng là phân biệt giữa các biến động chi phí nhỏ mang tính vận hành và các quyết định cắt giảm có ý nghĩa chiến lược. Trong dòng nghiên cứu thu hẹp, các điều chỉnh chi phí chỉ được xem là tái cấu trúc khi đạt mức giảm đáng kể giảm (Robbins & Pearce, 1992). Trên cơ sở đó, các nghiên cứu thực nghiệm sử dụng các ngưỡng định lượng (xấp xỉ 5%) để nhận

diện các sự kiện cắt giảm chi phí có ý nghĩa kinh tế, qua đó loại bỏ các biến động nhỏ không phản ánh quyết định quản trị (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Khi các thay đổi dưới ngưỡng thường bị xem là nhiễu dữ liệu thay vì hành vi chiến lược (Leary & Roberts, 2005).

Tóm lại, luận án đo lường CRC theo chiều giảm SGA, áp dụng ngưỡng ≥5% nhằm loại bỏ nhiễu do biến động kế toán hoặc chu kỳ kinh doanh. Đảm bảo các quan sát phản ánh các quyết định cắt giảm chi phí thực sự, và duy trì tính nhất quán để đối sánh với dòng nghiên cứu thu hẹp. Trong bối cảnh thị trường mới nổi như Việt Nam, các doanh nghiệp có quy mô vừa và nhỏ, các điều chỉnh chi phí thường diễn ra theo từng bước với quy mô không lớn. Do đó, ngưỡng 5% cho phép nhận diện đầy đủ hơn các hành vi CR có ý nghĩa. Tuy nhiên, thước đo này không phản ánh đầy đủ các thay đổi tổ chức hoặc cải tiến quy trình không thể hiện trực tiếp qua chi phí kế toán.

3.3.4. Đo lường biến điều tiết

Biến điều tiết của luận án là chỉ số bất định ngành (UI_index), phản ánh mức độ khó dự báo kết quả hoạt động của các doanh nghiệp trong cùng ngành tại từng năm. Theo cách tiếp cận xem bất định là sự gia tăng của mô-ment bậc hai, môi trường trở nên bất định hơn khi các cú sốc không dự báo được đối với kết quả doanh nghiệp có mức phân tán lớn hơn (Bloom, 2009). Ở cấp ngành, cách tiếp cận này phù hợp với quan điểm của Dess & Beard (1984), các ngành khác nhau về mức độ năng động và khả năng dự báo của môi trường hoạt động. Luận án không sử dụng chỉ số bất định chính sách kinh tế hoặc độ biến động thị trường làm biến điều tiết chính vì các thước đo này chủ yếu phản ánh cú sốc chung ở cấp quốc gia hoặc toàn thị trường. Thay vào đó, luận án kế thừa cách tiếp cận phương pháp đo độ phân tán chéo của các cú sốc đối với tài sản, nguồn vốn và khả năng sinh lời của ngân hàng của Dan & Chung (2022). Luận án phát triển cách tiếp cận này cho doanh nghiệp phi tài chính bằng cách sử dụng ba yếu tố phản ánh hoạt động cốt lõi gồm doanh thu thuần, dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh và lợi nhuận trước thuế.

Đối với mỗi doanh nghiệp i tại năm t, luận án xác định mức thay đổi của ba chỉ tiêu hoạt động như sau :

$$G_SALE_{it} = \frac{Sale_{it} - Sale_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}},$$

$$G_CFO_{it} = \frac{CFO_{it} - CFO_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}},$$

$$G_EBIT_{it} = \frac{EBIT_{it} - EBIT_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}}.$$

Trong đó, SALE là doanh thu thuần; CFO là dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh; EBIT là lợi nhuận trước lãi vay và thuế thu nhập doanh nghiệp, và $TA_{i,t-1}$ là tổng tài sản đầu kỳ. Luận án chọn mức thay đổi chuẩn hóa theo tổng tài sản đầu kỳ vì nó giúp luận án có cơ sở so sánh giữa các doanh nghiệp có quy mô khác nhau và vẫn giữ được các quan sát có CFO hoặc EBIT âm.

Quy trình xây dựng UI_index đã được trình bày chi tiết tại mục 3.1.2. Theo quy trình này, trước hết, luận án ước lượng phần dư từ các mô hình tác động cố định đối với mức thay đổi doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận. Sau đó tính độ lệch chuẩn chéo của các phần dư trong từng ngành-năm. Cuối cùng chuẩn hóa và tổng hợp ba thành phần bằng phân tích thành phần chính. Thành phần chính thứ nhất được sử dụng làm chỉ số bất định ngành vì giải thích phần lớn phương sai chung của ba biến đầu vào. Dấu của chỉ số được quy ước để giá trị lớn hơn tương ứng với mức bất định cao hơn.

Trong mô hình thực nghiệm, UI_index được sử dụng theo hai cách. Thứ nhất, hệ số riêng của UI_index phản ánh mối liên hệ trực tiếp giữa bất định ngành và HQHĐ khi cường độ CR bằng 0. Thứ hai, các biến tương tác $CRA \times UI$, $CRD \times UI$ và $CRC \times UI$ được sử dụng để kiểm định liệu bất định ngành làm thay đổi chiều hướng hoặc cường độ tác động của từng chiến lược CR đến HQHĐ hay không. Ngoài ra, mẫu được chia thành trạng thái bất định thấp và cao để kiểm tra sự khác biệt theo bối cảnh ngành.

3.3.5. Đo lường biến kiểm soát

Để hạn chế hiện tượng sai lệch do bỏ sót biến, luận án đưa vào mô hình một số biến kiểm soát thường được sử dụng trong các nghiên cứu về CR và hiệu quả tài chính, bao gồm quy mô doanh nghiệp (sizeTA), tuổi doanh nghiệp (lnAGE), cấu trúc

vốn (DE), đòn bẩy tài chính (LevA), tăng trưởng doanh thu (GSALE) và khả năng thanh khoản (Liq). Các biến được đo lường cụ thể như sau:

(1) Quy mô doanh nghiệp (sizeTA)

Quy mô doanh nghiệp được đo lường bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản. Biến này được đưa vào nhằm kiểm soát tác động của lợi thế quy mô đến HQHĐ. Theo quan điểm RBV, các doanh nghiệp có quy mô lớn thường sở hữu nguồn lực hữu hình và vô hình phong phú hơn, giúp khai thác lợi thế kinh tế theo quy mô, nâng cao khả năng tiếp cận vốn và tăng năng lực chống chịu trước các cú sốc từ môi trường kinh doanh (Barney, 1991). Tuy nhiên, các doanh nghiệp quá lớn cũng có thể đối mặt với chi phí phối hợp và giám sát gia tăng, làm giảm hiệu quả sử dụng nguồn lực. Do đó, mối quan hệ giữa quy mô và HQHĐ được ghi nhận chưa thống nhất trong thực nghiệm. Trong bối cảnh tái cấu trúc, nhiều nghiên cứu cho thấy quy mô lớn có thể làm giảm tính linh hoạt chiến lược và làm chậm quá trình điều chỉnh tổ chức (Cascio & cộng sự, 2021; Morrow & cộng sự, 2004). Vì vậy, nghiên cứu kỳ vọng dấu tác động của sizeTA có thể khác nhau tùy thuộc vào cấu trúc mô hình nghiên cứu.

(2) Tuổi niêm yết doanh nghiệp (lnAGE)

Tuổi doanh nghiệp được đo lường bằng logarit tự nhiên của số năm hoạt động kể từ thời điểm niêm yết đến năm quan sát. Doanh nghiệp có tuổi đời cao thường tích lũy được kinh nghiệm quản trị, kiến thức ngành và các mối quan hệ với khách hàng, nhà cung cấp cũng như các bên liên quan, từ đó nâng cao HQHĐ. Theo RBV, những nguồn lực tích lũy theo thời gian có thể tạo ra lợi thế cạnh tranh bền vững. Tuy nhiên, các doanh nghiệp lâu năm cũng có nguy cơ rơi vào trạng thái cứng nhắc, khiến khả năng thích ứng với thay đổi của môi trường suy giảm. Thực nghiệm trước đây ghi nhận cả tác động tích cực và không đáng kể của tuổi doanh nghiệp đối với HQHĐ (Girod & Whittington, 2017; Mansour & cộng sự, 2022). Do vậy, nghiên cứu kỳ vọng ảnh hưởng của biến này chủ yếu theo hướng tích cực nhưng không loại trừ khả năng tác động yếu hoặc không rõ ràng.

(3) Cấu trúc vốn (DE)

Biến DE được tính bằng tổng nợ chia cho vốn chủ sở hữu, phản ánh mức độ phụ thuộc của doanh nghiệp vào nguồn vốn vay. Theo lý thuyết đánh đổi (Trade-off Theory), sử dụng nợ có thể tạo ra lợi ích từ lá chắn thuế. Tuy nhiên, khi tỷ lệ nợ tăng quá mức, chi phí kiệt quệ tài chính và rủi ro mất khả năng thanh toán cũng gia tăng. Trong bối cảnh doanh nghiệp đang thực hiện tái cấu trúc, tỷ lệ nợ cao thường phản ánh áp lực tài chính lớn hơn và làm hạn chế khả năng đầu tư cho các hoạt động tạo giá trị. Các nghiên cứu về CR thường ghi nhận mối quan hệ tiêu cực giữa gánh nặng nợ và HQHĐ (Forcadell & cộng sự, 2025; Girod & Whittington, 2017). Do đó, luận án kỳ vọng DE có tác động âm đến ROA.

(4) Đòn bẩy tài chính (LevA)

Đòn bẩy tài chính được đo lường bằng tổng nợ trên tổng tài sản. Đây là chỉ tiêu phản ánh mức độ tài trợ tài sản bằng nguồn vốn vay. Theo Denis & Kruse (2000), mức đòn bẩy hợp lý có thể tạo động lực nâng cao hiệu quả sử dụng vốn thông qua cơ chế giám sát từ chủ nợ. Nhưng nếu đòn bẩy cao cũng làm gia tăng chi phí tài chính, hạn chế sự linh hoạt trong các quyết định đầu tư và tái cấu trúc. Kết quả thực nghiệm trước đây cho thấy tác động của đòn bẩy tài chính đối với HQHĐ có thể mang cả dấu dương hoặc âm tùy thuộc vào bối cảnh nghiên cứu và mức độ nợ của doanh nghiệp (Cascio & cộng sự, 2021; Denis & Kruse, 2000). Do đó, luận án không xác định trước chiều tác động tuyệt đối của LevA.

(5) Tăng trưởng doanh thu (GSALE)

Tăng trưởng doanh thu được xác định bằng tỷ lệ thay đổi doanh thu thuần giữa năm hiện tại và năm trước. Biến này phản ánh khả năng mở rộng thị trường và gia tăng hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Theo lý thuyết tăng trưởng doanh nghiệp, tốc độ tăng trưởng doanh thu cao thường đi kèm với cơ hội khai thác công suất hiệu quả hơn, nâng cao lợi nhuận và hiệu suất sử dụng tài sản. Trong nghiên cứu về tái cấu trúc, tăng trưởng doanh thu thường được xem là tín hiệu cho thấy doanh nghiệp đang khai thác thành công các cơ hội thị trường và cải thiện kết quả hoạt động sau tái cấu trúc (Koroma & Bein, 2024; Mansour & cộng sự, 2022). Vì vậy, luận án kỳ vọng GSALE có tác động dương đến ROA.

(6) Khả năng thanh khoản (Liq)

Khả năng thanh khoản được đo lường bằng tỷ số tài sản ngắn hạn trên nợ ngắn hạn. Biến này phản ánh mức độ đáp ứng các nghĩa vụ tài chính ngắn hạn của doanh nghiệp. Theo ROT, việc duy trì nguồn lực thanh khoản giúp doanh nghiệp tăng tính linh hoạt trong môi trường kinh doanh bất định, đồng thời tạo điều kiện để tận dụng các cơ hội đầu tư khi xuất hiện. Đặc biệt trong bối cảnh tái cấu trúc, nguồn lực thanh khoản đóng vai trò quan trọng giúp doanh nghiệp giảm áp lực tài chính và hạn chế nguy cơ gián đoạn hoạt động. Morrow & cộng sự (2004) cho rằng các doanh nghiệp có vị thế thanh khoản tốt thường có nhiều khả năng thực hiện thành công các chương trình tái cấu trúc hơn. Do đó, nghiên cứu kỳ vọng Liq có tác động tích cực đến HQHĐ.

3.3.6. Bảng tổng hợp đo lường biến

Các biến được tóm tắt mô tả đo lường như sau:

Bảng 3.2: Bảng đo lường biến nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng	Lý thuyết	Nguồn
Biến phụ thuộc ($Perf_{i,t}$)					
HQHĐ	ROA	Lợi nhuận trước thuế/Tổng tài sản			(Solano & cộng sự, 2024; Vo & cộng sự, 2024; Widiyastuti & cộng sự, 2025); Palacín-Sánchez & cộng sự (2023);Rastogi & Mazumdar (2017)
	ROE	Lợi nhuận trước thuế /Vốn chủ sở hữu			
	ROS	Lợi nhuận trước thuế / Doanh thu thuần			Lim & cộng sự (2013)
Biến độc lập ($CR_{i,t}$)					
Kênh thu hẹp tài sản	CRA	Max[0, ($TA_{(i,t-1)}$ - $TA_{(i,t)}$)/ $TA_{(i,t-1)}$]	-	RBV, COT, lý thuyết đại diện, ROT	Robbins & Pearce (1992);Morrow & cộng sự (2004);Cascio & cộng sự (2021). Palacín-Sánchez & cộng sự (2023); Lim & cộng sự (2013).
	CRA5	Dummy $\begin{cases} 1, nếu\ CRA \geq 0{,}05 \\ 0, \quad ngược\ lại \end{cases}$	-		
Kênh giảm đòn bẩy	CRD	Max[0, ($Debt_{(i,t-1)}$ - $Debt_{(i,t)}$)/ $TA_{(i,t-1)}$]	+	M&M, ROT	Chinh & cộng sự (2025);Leary & Roberts (2005) Mansour & cộng sự (2022) ; Koh & cộng sự (2015) ;
	CRD5	Dummy $\begin{cases} 1, nếu\ CRD \geq 0{,}05 \\ 0, \quad ngược\ lại \end{cases}$	+		

Kênh Thu hẹp chi phí	CRC	Max[0, ($SGA_{(i,t-1)}$ - $SGA_{(i,t)}$)/ $TA_{(i,t-1)}$]	-	RBV, ACT, CST, ROT	Robbins & Pearce (1992);Morrow & cộng sự (2004);Cascio & cộng sự (2021). Lim & cộng sự (2013).
	CRC5	Dummy $\begin{cases} 1, nếu\ CRC \geq 0{,}05 \\ 0, \quad ngược\ lại \end{cases}$	-		Lim & cộng sự (2013). Morrow & cộng sự (2004);
Bất định ngành	UI_index	PCA (UIsale,UICFO,UIEBIT)	-/+	ROT, M&M, COT, Bất cân xứng thông tin	(Alfaro & cộng sự, 2024; Awano & cộng sự, 2018; Bloom & cộng sự, 2018); Aprisma & Sudaryati (2020) ; Bloom (2009); Dan & Chung (2022)
	UIsale	$G_Sale=\alpha_i + \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ $UIsale = SD(\varepsilon_{i,t})$			
	UICFO	$G_CFO=\alpha_i + \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ $UICFO = SD(\varepsilon_{i,t})$			
	UIEBIT	$G_EBIT=\alpha_i + \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$; $UIEBIT = SD(\varepsilon_{i,t})$			
Biến kiểm soát ($Controls_{i,t}$)					
Độ trễ của $ROA_{i,t}$	L.ROA	Hiệu quả hoạt động năm trước	+		Girod & Whittington (2017);Cascio & cộng sự (2021)
Quy mô doanh nghiệp	sizeTA	Ln(Tổng tài sản)	-/+		Morrow & cộng sự (2004);Cascio & cộng sự (2021); Mansour & cộng sự (2022)) Koroma & Bein (2024)
Tuổi niêm yết doanh nghiệp	lnAGE	Ln(tuổi niêm yết của doanh nghiệp)	+		Mansour & cộng sự (2022);Girod & Whittington (2017)
Cấu trúc vốn	DE	Tổng Nợ/ vốn chủ sở hữu	-		Koroma & Bein (2024);Forcadell et al (2025) ; Girod & Whittington (2017)
Đòn bẩy	LevA	Tổng nợ trên tổng tài sản	+/-		Cascio & cộng sự (2021);Denis & Kruse (2000); Girod & Whittington (2017)
Tăng trưởng doanh thu	GSALE	(Doanh thu năm $_t$ − năm $_{t-1}$) / Doanh thu năm $_{t-1}$	+		Mansour & cộng sự (2022);Koroma & Bein (2024)
Thanh khoản	Liq	Tài sản ngắn hạn/nợ ngắn hạn)	+		Morrow & cộng sự (2004);

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

3.3.7. Dữ liệu nghiên cứu

Luận án sử dụng dữ liệu thứ cấp từ cơ sở dữ liệu FiinPro cho các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX trong giai đoạn 2010-2024. Dữ liệu nghiên cứu thu thập có đặc trưng của dữ liệu bảng**,** kết hợp cả chiều không gian (khác biệt giữa các doanh nghiệp) và chiều thời gian (sự biến động qua các năm). Dữ liệu dạng này cho phép luận án quan sát mối quan hệ trong dài hạn, đồng thời kiểm soát được các yếu tố dị biệt không quan sát được giữa các doanh nghiệp (Moral-Benito & cộng sự, 2019). Phân tích dữ liệu bảng động sẽ hữu ích cho nghiên cứu, vì mối quan hệ giữa CR- HQHĐ có khả năng chịu tác động từ UI. Các yếu tố này thường biến động theo thời gian, dễ dẫn tới vấn đề nội sinh khi đo lường. Mẫu ban đầu gồm 582 doanh nghiệp. Sau khi sàng lọc, mẫu cuối cùng bao gồm 484 doanh nghiệp với 6862 quan sát theo năm. Để đo lường cường độ CR liên tục, luận án áp dụng ba tiêu chí lựa chọn mẫu: (i) doanh nghiệp niêm yết chính thức trên HOSE hoặc HNX; (ii) có dữ liệu tài chính liên tiếp tối thiểu 5 năm trong giai đoạn nghiên cứu; (iii) thuộc các nhóm ngành cấp 2 theo khung phân loại Fiin/ICB, với quy mô mẫu bình quân mỗi ngành-năm $N \geq 24$ (đã được trình bày tại mục 3.1.3). Sau khi lọc, có 8/16 nhóm ngành được giữ lại (xem bảng 3.3); và (iii) nhằm bảo đảm độ tin cậy của phép đo bất định vi mô cấp ngành, được xây dựng từ độ phân tán chéo của cú sốc doanh nghiệp, vốn chỉ ổn định khi quy mô mẫu đủ lớn (Bloom, 2009; Dan & Chung, 2022; Jenkins & Quintana-Ascencio, 2020). Doanh nghiệp được phân ngành theo mã ICB cấp 2 của FiinPro X. Fiin ưu tiên hoạt động chiếm trên 50% doanh thu, nếu không có thì xem xét vị thế doanh nghiệp, và cập nhật lại khi cấu trúc hoạt động thay đổi đáng kể (FiinPro X, 2024). Bảng dữ liệu được sàng lọc tổng quan cho các ngành như sau:

Bảng 3.3: Các ngành đạt ngưỡng chọn mẫu

TT	Tên ngành	SLDN	Tổng số quan sát	Kết luận
1	Tài nguyên cơ bản	51	722	Đạt
2	Thực phẩm và đồ uống	45	646	Đạt
3	Xây dựng và Vật liệu	114	1654	Đạt
4	Bất động sản	66	928	Đạt
5	Điện, nước & xăng dầu khí đốt	52	727	Đạt
6	Hàng & Dịch vụ Công nghiệp	91	1313	Đạt
7	Hàng cá nhân & Gia dụng	29	406	Đạt
8	Hóa chất	36	466	Đạt
9	Bán lẻ	13	190	Không đạt
10	Ô tô và phụ tùng	10	150	Không đạt
11	Truyền thông	18	268	Không đạt
12	Viễn thông	1	15	Không đạt
13	Y tế	21	300	Không đạt
14	Công nghệ Thông tin	17	255	Không đạt
15	Dầu khí	6	87	Không đạt
16	Du lịch và Giải trí	12	172	Không đạt
Tổng số		**582**	**8321**	
Doanh nghiệp đạt ngưỡng		**484**	**6862**	**83,16%**
Doanh nghiệp bị loại		**98**	**1459**	**16,84%**

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Sau khi áp dụng tiêu chí sàng lọc, số nhóm ngành được giữ lại giảm từ 16 xuống 8 ngành, các ngành được giữ lại vẫn chiếm tỷ trọng lớn trong dữ liệu nghiên cứu, với 484/582 doanh nghiệp, tương đương 83,16% tổng số doanh nghiệp, và 6.862/8.321 quan sát doanh nghiệp-năm, tương đương 82,47% tổng số quan sát. Điều này cho thấy mẫu sau sàng lọc vẫn phản ánh phần chủ yếu của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết có dữ liệu đủ ổn định để xây dựng chỉ số bất định ngành. Số lượng doanh nghiệp theo nhóm ngành được thống kê cụ thể theo từng năm trong suốt giai đoạn nghiên cứu như sau:

Bảng 3.4: Mẫu dữ liệu nghiên cứu

Năm/Ngành	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Tổng
2010	50	38	78	24		41	38	100	369
2011	50	41	81	24	26	43	39	103	407
2012	56	42	83	24	29	43	41	103	421
2013	58	45	84	24	30	44	42	105	432
2014	60	49	87	26	32	46	42	111	453
2015	63	49	87	27	33	48	44	111	462
2016	64	49	89	28	34	50	45	112	471
2017	65	51	89	28	34	51	45	112	475
2018	66	51	90	28	34	51	45	113	478
2019	66	52	90	28	34	51	45	114	480
2020	66	52	91	29	36	51	44	114	483
2021	66	52	91	29	36	51	44	114	483
2022	66	52	91	29	36	51	44	114	483
2023	66	52	91	29	36	51	44	114	483
2024	66	52	91	29	36	50	44	114	482
Tổng	928	727	1.313	406	466	722	646	1.654	6.862

Ghi chú:
(1): Bất động sản
(2): Điện, nước & xăng dầu khí đốt
(3): Hàng & Dịch vụ Công nghiệp
(4): Hàng cá nhân & Gia dụng
(5): Hóa chất
(6): Tài nguyên Cơ bản
(7): Thực phẩm và đồ uống
(8): Xây dựng và Vật liệu

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Dữ liệu nghiên cứu cuối cùng gồm 6.862 quan sát doanh nghiệp-năm thuộc 8 ngành trong giai đoạn 2010-2024. Số quan sát tăng từ 369 vào năm 2010 lên khoảng 482-483 trong giai đoạn 2020-2024, cho thấy số doanh nghiệp đáp ứng các tiêu chí lựa chọn mẫu và có dữ liệu đầy đủ tăng dần theo thời gian. Mẫu phân bố không đồng đều giữa các ngành, trong đó Xây dựng và vật liệu có số quan sát lớn nhất với 1.654 quan sát, tiếp theo là Hàng và dịch vụ công nghiệp với 1.313 quan sát và Bất động sản với 928 quan sát. Ngược lại, Hàng cá nhân & gia dụng và Hóa chất, có số quan sát thấp hơn. Khác biệt này phản ánh sự phân bố không đồng đều của các doanh nghiệp niêm yết đáp ứng điều kiện nghiên cứu giữa các ngành. Khoảng thời gian 15 năm bao quát nhiều giai đoạn biến động của nền kinh tế và thị trường chứng khoán. Dữ liệu này phù hợp để luận án phân tích sự thay đổi của hoạt động CR và hiệu quả doanh nghiệp theo thời gian.

3.4. Phương pháp phân tích dữ liệu

3.4.1. Phương pháp thống kê mô tả và các kiểm định

- **Thống kê mô tả**

Ở bước phân tích dữ liệu đầu tiên, luận án thực hiện thống kê mô tả. Qua kết quả này, sẽ tóm tắt đặc điểm cơ bản của dữ liệu nghiên cứu, bao gồm giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, min-max và phân phối của các biến trung bình, độ lệch chuẩn, min-max, các phân vị, giúp nhận diện đặc trưng phân phối, mức độ phân tán và khả năng tồn tại ngoại lệ. Thống kê mô tả giúp đánh giá tính hợp lý của dữ liệu trước khi tiến hành các kiểm định sâu hơn. Hair & cộng sự (2019) cho rằng thống kê mô tả là bước quan trọng để phát hiện các giá trị ngoại lai và đảm bảo tính đại diện của mẫu.

- **Kiểm định tính dừng của dữ liệu bảng**

Luận án sử dụng kiểm định đơn vị gốc Fisher-ADF để đánh giá tính dừng của các chuỗi chứa biến trong dữ liệu bảng. Phương pháp này thực hiện kiểm định ADF riêng cho từng doanh nghiệp, sau đó kết hợp các giá trị xác suất để kiểm định giả thuyết H_0: tất cả các chuỗi đều chứa đơn vị gốc. Việc bác bỏ H_0 cho thấy có ít nhất một bộ phận đơn vị bảng có chuỗi dừng (Maddala & Wu, 1999). So với các kiểm định áp đặt hệ số tự hồi quy đồng nhất, Fisher-ADF phù hợp hơn với mẫu của luận án, vì gồm các doanh nghiệp khác biệt về ngành, quy mô và đặc điểm tài chính. Phương pháp này cũng cho phép độ dài chuỗi và cấu trúc động khác nhau giữa các đơn vị, nên thích hợp với dữ liệu bảng không cân bằng của luận án (Choi, 2001).

- **Xử lý giá trị ngoại lệ**

Một số tỷ số tài chính có thể xuất hiện giá trị rất lớn do mẫu số nhỏ, giá trị âm hoặc biến động bất thường trong từng năm. Thay vì loại bỏ các quan sát này, nghiên cứu áp dụng Winsorize tại phân vị 1% và 99% đối với các biến tài chính liên tục có phân phối lệch mạnh nhằm hạn chế ảnh hưởng chi phối của các quan sát cực trị, đồng thời vẫn duy trì quy mô mẫu (Campello & cộng sự, 2024). Ngưỡng Winsorize không được áp dụng đồng loạt cho mọi biến, mà dựa trên đặc điểm phân phối và ý nghĩa kinh tế của từng thước đo. Cách xử lý này phù hợp với tiếp cận phân tích dữ liệu bền của Tukey (1962) và được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu tài chính (Hou & cộng sự, 2020). Winsorize có thể làm thay đổi phân phối và độ lớn hệ số nếu các giá trị ở

hai đuôi mang thông tin kinh tế thực sự (Adams & cộng sự, 2019; Brownen-Trinh, 2019). Trong nghiên cứu về bất định, Bloom (2009) xem sự gia tăng mạnh của độ phân tán là biểu hiện cốt lõi của cú sốc bất định, nên không thể mặc định coi các giá trị cao là ngoại lệ cần loại bỏ.

- **Kiểm định tương quan**

Phân tích tương quan Pearson được áp dụng để kiểm tra mối quan hệ tuyến tính giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc. Phân tích này cung cấp bằng chứng sơ bộ về chiều hướng liên hệ, đồng thời hỗ trợ phát hiện các cặp biến có tương quan cao có thể gây bất ổn ước lượng trong mô hình hồi quy (Mukaka, 2012). Hệ số có giá trị từ -1 đến 1, trị tuyệt đối càng lớn cho thấy mối liên hệ tuyến tính càng mạnh. Tuy nhiên, tương quan cặp thấp không loại trừ đa cộng tuyến, vì một biến vẫn có thể được giải thích bởi tổ hợp của nhiều biến khác (Farrar & Glauber, 1967). Do đó, nghiên cứu tiếp tục sử dụng hệ số phóng đại phương sai $\mathrm{VIF_j} = 1/\left(1 - \mathrm{R_j^2}\right)$, trong đó $\mathrm{R_j^2}$ thu được khi hồi quy biến giải thích *j* theo các biến giải thích còn lại. VIF phản ánh mức độ phương sai của hệ số ước lượng bị khuếch đại do quan hệ tuyến tính giữa các biến độc lập. Hair & cộng sự (2019) khuyến nghị giá trị VIF < 10 là ngưỡng chấp nhận được, đảm bảo các biến độc lập không có sự phụ thuộc quá mức. Tuy nhiên, ngưỡng này không được xem là tiêu chuẩn loại biến tuyệt đối, kết quả VIF cần được đánh giá cùng với ma trận tương quan, sai số chuẩn và độ ổn định của hệ số ước lượng (O'brien, 2007).

3.4.2. Phương pháp xử lý nội sinh

Các biến CR có khả năng nội sinh do quan hệ hai chiều với HQHĐ. Vì suy giảm hiệu quả có thể thúc đẩy doanh nghiệp thu hẹp tài sản, điều chỉnh nợ hoặc cắt giảm chi phí. Trong khi chính các quyết định này lại ảnh hưởng đến hiệu quả sau đó (Denis & Kruse, 2000; Morrow & cộng sự, 2004). Vì khó xác định công cụ bên ngoài vừa có tương quan đủ mạnh với quyết định CR vừa thỏa mãn điều kiện loại trừ, nghiên cứu sử dụng SGMM với công cụ nội bộ. Phương pháp này kết hợp phương trình sai phân và phương trình mức, qua đó khai thác các điều kiện cho phép sử dụng những giá trị trễ nhất định làm công cụ vì chúng không tương quan với sai số của phương trình đang được ước lượng. Phương pháp này bổ sung hơn so với Difference GMM

và có thể cải thiện hiệu quả khi các biến có tính dai dẳng (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). Căn cứ vào phương pháp đo lường các biến, luận án phân loại sơ bộ các biến như sau:

- CRA, CRD và CRC: là biến nội sinh. Vì, hiệu quả hiện tại có thể thúc đẩy doanh nghiệp tái cấu trúc ngay trong năm, trong khi CR đồng thời ảnh hưởng đến hiệu quả. Ngoài quan hệ nhân quả ngược, quyết định CR còn có tính lựa chọn, không được thực hiện ngẫu nhiên giữa các doanh nghiệp (Lim & cộng sự, 2013).
- UI_index: biến tiền định, luận án không mặc nhiên coi là nội sinh. UI có thể ảnh hưởng đến doanh nghiệp trong năm hiện tại, nhưng được xây dựng ở cấp ngành-năm và khó bị một doanh nghiệp riêng lẻ quyết định. Tuy nhiên, vì chỉ số được tính từ thông tin cùng năm, nó vẫn có thể tương quan với cú sốc hiện tại của ngành. Do đó, giả định ngoại sinh nghiêm ngặt với UI_index là chưa phù hợp. Luận án kết hợp với kiểm định nội sinh để xác định dấu hiệu nội sinh của biến này.
- DE và GSALE: sẽ được xếp là tiền định hoặc nội sinh tùy vào dấu hiệu trong kết quả kiểm định. Đòn bẩy và tăng trưởng doanh thu hiện tại có thể phản ứng với hiệu quả hiện tại.
- sizeTA, LevA và Liq: cũng được ưu tiên phân loại tiền định hoặc nội sinh yếu, vì HQHĐ quá khứ có thể tác động đến quy mô, cấu trúc nợ và thanh khoản hiện tại.
- Tuổi doanh nghiệp được xem là biến ngoại sinh vì được xác định từ năm IPO và tăng theo thời gian một cách cơ học. Do vậy, biến động HQHĐ hiện tại không thể tác động ngược đến tuổi doanh nghiệp. Tuy nhiên, tuổi vẫn được đưa vào mô hình kiểm soát vì có thể phản ánh kinh nghiệm tích lũy, khả năng tồn tại và sự khác biệt giữa các thế hệ doanh nghiệp (Arellano & Bover, 1995).

Các biến tiền định được phép tương quan với các cú sốc trong quá khứ nhưng không được tương quan với sai số hiện tại và tương lai. Vì vậy, các giá trị trễ thích hợp có thể được sử dụng làm công cụ. Cách phân loại này giúp luận án vừa phản ánh trình tự ra quyết định của doanh nghiệp, vừa hạn chế nguy cơ sử dụng công cụ không hợp lệ hoặc quá yếu trong mô hình SGMM (Roodman, 2009).

3.4.3. Phương pháp hồi quy

Luận án sử dụng phương pháp SGMM hai bước để ước lượng mô hình bảng động nhằm xử lý đồng thời tính động của HQHĐ, nội sinh và dị biệt không quan sát giữa các doanh nghiệp. Việc đưa biến hiệu quả trễ L.ROA vào mô hình phản ánh tính bền vững của HQHĐ theo thời gian (Goddard & cộng sự, 2005; Nickell, 1981). Mục đích là để kiểm định mối quan hệ nhận quả trong dài hạn nhưng khiến OLS và Fixed Effects cho ước lượng chệch, trong khi SGMM cho phép khắc phục vấn đề này thông qua hệ công cụ nội sinh dựa trên các độ trễ phù hợp (Arellano & Bond, 1991; Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). Bên cạnh đó, các biến CR và bất định ngành có khả năng nội sinh do quan hệ nhân-quả ngược, sẽ được xử lý bằng khung công cụ của SGMM (Arellano & Bover, 1995). Phù hợp với các nghiên cứu gần đây, bất định được đo bằng độ phân tán chéo của cú sốc cấp doanh nghiệp/ngành sau khi loại bỏ hiệu ứng cố định (Bloom & cộng sự, 2018; Dan & Chung, 2022). Luận án tạo công cụ từ biến trễ để kiểm soát nội sinh, đồng thời giới hạn độ trễ của công cụ để tránh quá nhiều công cụ (Roodman, 2009). Độ tin cậy của ước lượng được kiểm định thông qua AR(1) ($p < 0,05$), AR(2) ($p > 0,05$) cho tự tương quan và Hansen test ($p = [0,1-0,9]$) cho tính hợp lệ của công cụ. Phương pháp này được chứng minh là phù hợp trong nghiên cứu bất định và hiệu quả tài chính, đặc biệt với dữ liệu bảng không cân bằng và biến phụ thuộc có tính động (Dan & Chung, 2022). Luận án sử dụng phương pháp hồi qui bảng động là lựa chọn phù hợp nhằm đảm bảo khả năng phân tích mối quan hệ nhân quả giữa CR và HQHĐ trong điều kiện bất định ngành vì:.

Thứ nhất, dữ liệu thu thập có đặc điểm bảng động không cân bằng của các doanh nghiệp niêm yết giai đoạn 2010-2024. Dữ liệu này thường chứa đựng hiện tượng nội sinh và sai số ngẫu nhiên thay đổi theo thời gian. Phương pháp hồi quy tĩnh (OLS, Fixed effects, Random effects) khó kiểm soát được các vấn đề này, dẫn đến kết quả thiên lệch và thiếu tin cậy (Moral-Benito & cộng sự, 2019).

Thứ hai, HQHĐ doanh nghiệp (ROA, ROE, ROS) thường chịu ảnh hưởng của giá trị trễ của chính nó, phản ánh tính chất động trong hoạt động kinh doanh. Do đó, mô hình cần đưa biến phụ thuộc trễ vào phương trình hồi quy. Phương pháp hồi quy bảng

động, đặc biệt với các kỹ thuật như SGMM, cho phép xử lý nội sinh bằng cách sử dụng các biến công cụ nội tại.

Thứ ba, với mục tiêu kiểm định tác động điều tiết của UI, mô hình nghiên cứu chứa các biến tương tác ba. Sử dụng bảng động giúp giảm thiểu hiện tượng đa cộng tuyến và cung cấp ước lượng vững chắc hơn khi có nhiều biến điều tiết và biến kiểm soát.

Cuối cùng, phương pháp này cũng phù hợp với thông lệ trong các nghiên cứu gần đây về mối quan hệ giữa CR, bất định và hiệu quả doanh nghiệp trong bối cảnh thị trường mới nổi (Fiori & Scoccianti, 2023; Forcadell & cộng sự, 2025). Phương pháp hồi quy này giúp củng cố độ tin cậy thực nghiệm của các kết quả nghiên cứu. Trong các mô hình SGMM, nghiên cứu giới hạn số lượng công cụ thông qua việc kiểm soát cửa sổ độ trễ và sử dụng tùy chọn collapse, số công cụ của từng mô hình được báo cáo trực tiếp tại các bảng kết quả và được đối chiếu với số nhóm doanh nghiệp nhằm hạn chế nguy cơ bùng nổ công cụ.

3.4.4. Phương pháp phân tích tác động biên trong mô hình điều tiết

Trong mô hình có biến tương tác, hệ số của chiến lược CR chỉ phản ánh tác động của chiến lược tại UI_index=0, còn hệ số tương tác phản ánh mức thay đổi của tác động này khi bất định ngành tăng một đơn vị. Vì vậy, không thể đánh giá đầy đủ vai trò điều tiết chỉ từ dấu và mức ý nghĩa của hệ số tương tác. Luận án sẽ thực hiện tính tác động cận biên có điều kiện cùng sai số chuẩn và khoảng tin cậy tương ứng (Brambor & cộng sự, 2006). Với CR lần lượt đại diện cho CRA, CRD và CRC, tác động cận biên được xác định như sau: $\frac{\partial ROA}{\partial CRD} = \beta_{CR} + \beta_{CRxUI} UI_index$

Dựa trên kết quả thống kê mô tả của biến UI_index có 2 phương án như sau:

(i) Trường hợp mẫu dữ liệu của biến UI_index có phân phối chuẩn, ước lượng tác động cận biên tại trung bình của chuỗi.

(ii) Trường hợp dữ liệu thực tế của mẫu có phân phối bất đối xứng (có đuôi dài, lệch trái hoặc lệch phải). Luận án sẽ ước lượng tác động cận biên tại P25, P50 và P75 của UI_index, đại diện cho các mức bất định thấp, trung vị và cao. Việc sử dụng phân vị thay cho trung bình sẽ phù hợp hơn khi biến điều tiết có phân phối bất đối xứng và giúp hạn chế ngoại suy ngoài miền quan sát. Đây là lựa chọn thực nghiệm dựa trên

nguyên tắc thăm dò tác động có điều kiện trong phân tích được Hayes (2017) đề cập. Để xác định ngưỡng tại đó tác động cận biên đổi dấu, luận án sử dụng một hàm phi tuyến của các hệ số ước lượng theo Wooldridge (2010): $UI^* = -\frac{\beta_{CR}}{\beta_{CR\times UI}}$

Wooldridge (2010) chỉ ra ngưỡng đổi dấu cho phép ước lượng sai số chuẩn và khoảng tin cậy của các tổ hợp phi tuyến giữa các hệ số hồi quy. Do đó, ngưỡng chỉ được diễn giải về mặt kinh tế khi nằm trong miền dữ liệu quan sát, có ý nghĩa thống kê ($p < 0,1$) và có đủ quan sát xung quanh ngưỡng. Cuối cùng, đồ thị tác động cận biên cùng khoảng tin cậy 95% được sử dụng để nhận diện chiều tác động và miền giá trị của UI_index mà tác động khác 0 về mặt thống kê (Brambor & cộng sự, 2006).

3.4.5. Phân tích độ nhạy và kiểm định tính vững

- **Kiểm định tính vững**

Để đánh giá liệu các kết luận thực nghiệm của luận án có phụ thuộc vào cách đo lường biến, lựa chọn biến phụ thuộc hoặc cấu trúc kiểm soát hay không, luận án thực hiện các kiểm định độ vững đối với cả mô hình tác động trực tiếp và mô hình có biến tương tác. Về phương pháp, một kết quả được xem là có độ vững cao khi chiều tác động và nội hàm kinh tế được duy trì qua các cấu trúc hợp lý. Phân tích độ vững được xem xét đồng thời dấu hệ số, mức ý nghĩa, sự biến động của kết quả và tính hợp lệ của các kiểm định hậu ước lượng (Simonsohn & cộng sự, 2020; Young & Holsteen, 2017). Cụ thể:

Thứ nhất, luận án bổ sung biến giả ngành (sector_id) vào mô hình để kiểm soát những khác biệt tương đối ổn định giữa các lĩnh vực kinh doanh, chẳng hạn đặc điểm công nghệ, cường độ vốn và môi trường cạnh tranh. Biến giả ngành không thay thế hiệu ứng doanh nghiệp, vì các đặc điểm không quan sát được vẫn có thể khác nhau giữa các công ty trong cùng ngành. Do đó, kết quả này được xem là phép kiểm tra bổ sung đối với khả năng các hệ số chính bị chi phối bởi cấu trúc ngành của mẫu.

Thứ hai, các biến CR liên tục lần lượt được thay bằng các biến giả CRA5, CRD5 và CRC5. Các biến giả về tái cấu trúc theo ngưỡng sẽ nhận giá trị bằng một khi mức điều chỉnh đạt ngưỡng giảm từ 5% và bằng không trong trường hợp còn lại. Việc sử

dụng đồng thời thước đo liên tục và biến giả cho phép phân biệt tác động của cường độ CR với tác động của một sự kiện CR đủ lớn. Lim & cộng sự (2013) xác định thu hẹp tài sản và chi phí khi mức giảm vượt quá 5%, trong khi Cascio & cộng sự (2021) cũng sử dụng ngưỡng này để phân biệt doanh nghiệp tái cấu trúc với doanh nghiệp ổn định. Vì biến giả làm mất thông tin về mức độ điều chỉnh sau khi vượt ngưỡng, nên chỉ được sử dụng để kiểm tra độ bền.

Thứ ba, luận án robust bằng cách lần lượt thay ROA bằng ROE (Dan & Chung, 2022; Forcadell & cộng sự, 2025; Koroma & Bein, 2024) và ROS (Lim & cộng sự, 2013). Việc sử dụng nhiều thước đo là vì mỗi chỉ tiêu phản ánh một khía cạnh khác nhau của hiệu quả kế toán. ROA đánh giá khả năng tạo lợi nhuận từ tổng tài sản, ROE phản ánh lợi ích kế toán trên vốn chủ sở hữu, còn ROS đo lường lợi nhuận tạo ra từ doanh thu. Vì cơ cấu tài sản, đòn bẩy và biên lợi nhuận có thể phản ứng khác nhau trước tái cấu trúc. Kết quả nhất quán giữa các thước đo sẽ củng cố tính khái quát của phát hiện. Ngược lại, khác biệt giữa chúng sẽ được giải thích về mặt kinh tế chứ không mặc định coi là kết quả thiếu vững. ROE được lựa chọn làm biến phụ thuộc thay thế trực tiếp cho ROA vì đây là cách kiểm tra độ bền đã được sử dụng trong các nghiên cứu gần với chủ đề luận án. Forcadell & cộng sự (2025) nghiên cứu 932 doanh nghiệp tại 15 quốc gia châu Âu, sử dụng ROA làm thước đo hiệu quả chính và thay bằng ROE trong kiểm định độ bền. Kết quả cho thấy tác động của chiến lược CR kết hợp quốc tế hóa vẫn được duy trì. Koroma & Bein (2024) lần lượt sử dụng ROA, ROE và ROOA (lợi nhuận trên tài sản hoạt động) để đánh giá mối quan hệ giữa quản trị vốn lưu động, bất định chính sách kinh tế và lợi nhuận của các doanh nghiệp phi tài chính tại Vương quốc Anh. Dan & Chung (2022) trong bối cảnh ngân hàng Việt Nam dưới điều kiện bất định, đo lường lợi nhuận tổng thể chủ yếu bằng lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản và tiếp tục sử dụng lợi nhuận trước thuế trên vốn chủ sở hữu để kiểm tra độ vững của kết quả. Việc thay ROA bằng ROE không chỉ là thay đổi kỹ thuật, mà còn kiểm tra liệu kết quả có tiếp tục tồn tại khi hiệu quả được đánh giá từ góc độ cổ đông. Tuy nhiên, do ROE chịu ảnh hưởng trực tiếp của đòn bẩy và có thể biến động mạnh khi vốn chủ sở hữu nhỏ, vì vậy chỉ là biến phụ thuộc thay thế. ROS được

sử dụng như một phép kiểm tra bổ sung để giảm sự phụ thuộc của kết quả vào mẫu số tổng tài sản. Kết quả với ROS giúp đánh giá liệu tác động ước lượng phản ánh sự cải thiện hay suy giảm trong hiệu quả kinh doanh, chứ không phải phát sinh do biến động của mẫu số tài sản. Việc sử dụng nhiều thước đo lợi nhuận cũng phù hợp với nghiên cứu về bất định và tài chính doanh nghiệp.

- **Phân tích độ nhạy theo ngành**

Luận án thực hiện phân tích độ nhạy theo ngành bằng cách lần lượt loại từng ngành khỏi mẫu và ước lượng lại mô hình. Phương pháp này nhằm phát hiện liệu kết quả chung có bị chi phối bởi một ngành có quy mô mẫu lớn, đặc điểm tài chính khác biệt hoặc mức độ CR và bất định đặc thù. Loại từng ngành được thực hiện tuần tự, mỗi lần chỉ loại một ngành và giữ nguyên cấu trúc mô hình, biến kiểm soát, hiệu ứng năm và chiến lược công cụ. Kết quả được xem là có độ bền khi các hệ số trọng tâm nhìn chung duy trì chiều tác động hoặc ý nghĩa kinh tế qua các phép kiểm tra.

Tóm tắt chương 3

Chương 3 trình bày thiết kế nghiên cứu với trọng tâm là phương pháp tiếp cận định lượng và dữ liệu bảng động không cân bằng của các doanh nghiệp niêm yết giai đoạn 2010-2024. Các biến chính bao gồm HQHĐ, CR, bất định cấp ngành và nhóm biến kiểm soát vi mô. Dữ liệu được thu thập chủ yếu từ FiinPro và các nguồn thống kê chính thức. Phương pháp hồi quy bảng động với kỹ thuật System-GMM được lựa chọn nhằm xử lý nội sinh, tận dụng dữ liệu bảng không cân bằng và kiểm định tác động của bất định cấp ngành. Các kiểm định Hansen, AR (1), AR(2) được sử dụng để đánh giá tính vững của mô hình. Chương này tạo nền tảng phương pháp luận cho việc phân tích và thảo luận kết quả chương tiếp theo.

CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

4.1. Thống kê mô tả mẫu dữ liệu nghiên cứu

4.1.1. Đặc điểm dữ liệu tái cấu trúc

Để làm rõ đặc điểm tái cấu trúc của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam, dựa vào dữ liệu thực tế, luận án tiến hành phân loại các mức độ điều chỉnh của ba chiến lược CR theo CRA, CRD, CRC. Phân tích phân bố cường độ của các chiến lược CR giúp phản ánh đặc điểm hành vi điều chỉnh của doanh nghiệp dưới điều kiện bất định ngành, và cung cấp cơ sở thực tiễn cho việc lựa chọn thước đo. Luận án mô tả theo đơn vị phân tích là quan sát doanh nghiệp-năm. Mỗi kênh CR được phân loại độc lập theo cường độ điều chỉnh của biến tương ứng. Nhóm "Không tái cấu trúc" gồm các quan sát có giá trị biến bằng 0. Nhóm 0-5% gồm các quan sát có mức điều chỉnh lớn hơn 0% và không vượt quá 5%; nhóm 5-10% gồm các quan sát lớn hơn 5% và không vượt quá 10%; nhóm 10-20% gồm các quan sát lớn hơn 10% và không vượt quá 20%; nhóm trên 20% gồm các quan sát có mức điều chỉnh lớn hơn 20%. Tỷ trọng được tính trên tổng số 6493 (= 6.862 – 369 số quan sát là năm gốc trong mẫu) quan sát doanh nghiệp-năm của từng kênh. Do các kênh CRA, CRD, CRC được phân loại riêng biệt, một quan sát doanh nghiệp-năm có thể đồng thời thuộc nhóm CR của nhiều kênh. Kết quả thống kê các chiến lược CR theo hướng phòng vệ trong mẫu nghiên cứu được mô tả như sau:

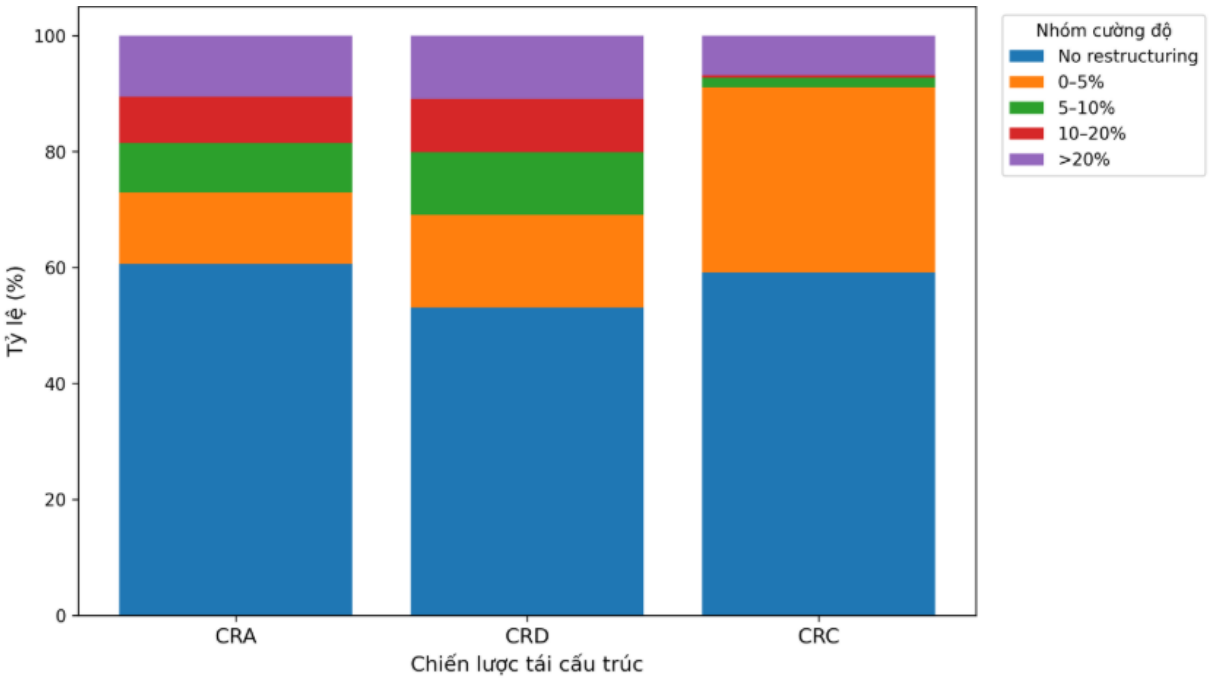
Bảng 4.1: Phân bố quan sát theo cường độ của các kênh tái cấu trúc doanh nghiệp

Mức độ điều chỉnh	**Thu hẹp tài sản (CRA)**		**Giảm nợ (CRD)**		**Cắt giảm chi phí (CRC)**	
	Số quan sát	***Tỷ trọng (%)***	Số quan sát	***Tỷ trọng (%)***	Số quan sát	***Tỷ trọng (%)***
Trên 0% đến 5%	841	12,95	1.098	16,91	2.190	33,73
Trên 5% đến 10%	588	9,06	741	11,41	115	1,77
Trên 10% đến 20%	547	8,42	631	9,72	29	0,45
Trên 20%	726	11,18	750	11,55	469	7,22
Tỷ lệ		41,61		49,59		43,17

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Kết quả bảng 4.1 cho thấy giảm nợ là chiến lược xuất hiện phổ biến nhất với 49,59%

số quan sát có CRD lớn hơn 0, so với 41,61% đối với CRA và 43,17% đối với CRC. Đặc điểm và tỷ lệ các phân bố này phù hợp với quan điểm cho rằng CR là quyết định chiến lược nhằm điều chỉnh tài sản, chi phí hoặc nguồn tài trợ khi doanh nghiệp đối diện suy giảm hiệu quả hoặc thay đổi của môi trường cạnh tranh, chứ không phải chỉ là biến động kế toán thông thường (Lim & cộng sự, 2013).



(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Hình 4.1: Phân bố mức độ tái cấu trúc theo các chiến lược phòng vệ

Đồ thị hình 4.1 cho thấy tái cấu trúc của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam chủ yếu diễn ra theo hướng điều chỉnh dần dần hơn là các cú cắt giảm lớn. Ở cả ba chiến lược, tỷ lệ không cắt giảm vẫn khá cao, nhưng trong nhóm có điều chỉnh giảm, phần lớn tập trung ở mức thấp hoặc trung bình. Tỷ trọng điều chỉnh trên 20% của CRA và CRD lần lượt đạt 10,58% và 10,93%, cao hơn đáng kể so với CRC (6,83%). Đây là bằng chứng mô tả cho thấy một bộ phận doanh nghiệp thực hiện điều chỉnh mạnh về tài sản và nợ. Phân bố cường độ CR này đặt ra vấn đề trong bối cảnh bất định ngành, liệu doanh nghiệp có xu hướng ưu tiên các điều chỉnh tài chính và tài sản theo hướng từng phần, thay vì thực hiện các biện pháp cắt giảm chi phí quy mô lớn và đột ngột. CRC có 31,91% quan sát nằm ở nhóm 0-5%, trong khi tỷ lệ vượt

ngưỡng 5% chỉ còn rất nhỏ. Kết quả này cũng củng cố lập luận của lý thuyết chi phí điều chỉnh và ROT, doanh nghiệp thường tránh các quyết định cắt giảm lớn, khó đảo ngược khi môi trường bất định, thay vào đó ưu tiên điều chỉnh từng bước để duy trì tính linh hoạt chiến lược (Bloom, 2009; Campello & cộng sự, 2024). Do đó, nếu chỉ sử dụng ngưỡng cứng 5%, nhiều điều chỉnh thực chất sẽ bị phân loại là "không tái cấu trúc". Về bản chất kinh tế đây vẫn là hành vi cắt giảm chi phí. Thực trạng dữ liệu về CR theo hướng phòng vệ của các doanh nghiệp ủng hộ phương pháp đo lường theo cường độ là phù hợp hơn để phản ánh bản chất động và phân tán của hoạt động CR tại các doanh nghiệp Việt nam. Để đánh giá mức độ phổ biến và đặc điểm phân bố của các hoạt động CR, luận án tiến hành so sánh kết quả nhận diện CR giữa cách tiếp cận theo cường độ điều chỉnh liên tục và cách tiếp cận sử dụng ngưỡng cắt giảm cứng từ 5% trở lên. Sự khác biệt về tần suất và cường độ giữa ba kênh cung cấp cơ sở cho luận án ước lượng riêng từng kênh (CRA, CRD và CRC) chứ không gộp chung thành một chỉ số CR chung sẽ dễ bị che khuất bớt thông tin kinh tế. Đồng thời, phân bố không đồng đều này đặt ra yêu cầu kiểm định liệu tác động của từng kênh đối với HQHĐ có thay đổi theo mức độ bất định ngành hay không.

Bảng 4.2: Đặc điểm phân bố hoạt động tái cấu trúc của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam

Chỉ tiêu quan sát doanh nghiệp	Cường độ thu hẹp	
	Số quan sát	Tỷ lệ (%)
Không có hoạt động tái cấu trúc nào trong năm	2.411	37,13
Có ít nhất một hoạt động tái cấu trúc trong năm	4.082	62,87
Tổng số	6493	100

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Bảng 4.2 cho thấy lựa chọn thước đo ảnh hưởng đáng kể đến cách nhận diện hoạt động tái cấu trúc phòng vệ của doanh nghiệp. Khi sử dụng thước đo cường độ điều chỉnh liên tục, có 4.082 quan sát, tương đương 62,87%, ghi nhận ít nhất một hoạt động tái cấu trúc. Kết quả thống kê thực tế dữ liệu cho thấy, đặc điểm phân bố này ủng hộ cho việc nên ưu tiên sử dụng thước đo cường độ liên tục trong nghiên cứu

chính. Song song đó, luận án sử dụng ngưỡng 5% như kiểm định độ bền của mô hình. Cách tiếp cận này giúp luận án hạn chế việc mất thông tin và phản ánh tốt hơn bản chất điều chỉnh dần dần của các chiến lược tái cấu trúc phòng vệ tại các doanh nghiệp Việt Nam trong giai đoạn 2010-2024.

4.1.2. Kết quả xây dựng và mô tả chỉ số bất định ngành

Dựa trên cơ sở ba thước đo thành phần đã trình bày trên mục 3.1.2, luận án đo độ phân tán của biến động doanh thu, dòng tiền hoạt động và lợi nhuận. Sử dụng phân tích thành phần chính để xây dựng chỉ số bất định ngành tổng hợp. Phương pháp PCA được thực hiện trên ma trận tương quan của dữ liệu ngành-năm, trong đó mỗi tổ hợp ngành-năm chỉ xuất hiện một lần. Kết quả về giá trị riêng, tỷ lệ phương sai giải thích và hệ số tải nhân tố của các thành phần chính được trình bày tại bảng 4.3:

Bảng 4.3: Kết quả PCA của chỉ số bất định ngành

Thành phần	Eigenvalue	Phương sai giải thích (%)	Lũy kế (%)
Comp1	2,104	70,13	70,13
Comp2	0,873	29,10	99,23
Comp3	0,023	0,77	100

Ghi chú: PCA được thực hiện trên ma trận tương quan và trên dữ liệu ngành-năm, trong đó mỗi ngành-năm chỉ xuất hiện một lần.

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Kết quả cho thấy thành phần chính thứ nhất có eigenvalue bằng 2,104 và giải thích 70,13% tổng phương sai của ba thước đo bất định. Đây là thành phần duy nhất có eigenvalue lớn hơn 1. Hai thành phần còn lại chỉ đóng góp tỷ lệ rất nhỏ. Điều này cho thấy ba biến thành phần gồm độ phân tán doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận có xu hướng phản ánh một nhân tố bất định chung ở cấp độ ngành. Theo Jolliffe (2002), thành phần chính đầu tiên thường được lựa chọn khi giải thích phần lớn biến thiên của dữ liệu và phản ánh cấu trúc thông tin chung giữa các biến đầu vào. Vì vậy, Comp1 được lựa chọn làm chỉ số bất định chung, kết quả này phù hợp với quan điểm tiếp cận đa chiều đối với môi trường ngành của Dess & Beard (1984). Comp1 phản ánh sự biến động chung của doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận, trong đó dòng tiền và

lợi nhuận có quan hệ chặt hơn với nhân tố bất định tổng hợp. Cách đo này phù hợp với quan điểm xem bất định là sự gia tăng của độ phân tán và biến động khó dự báo trong kết quả hoạt động (Bloom & cộng sự, 2018; Dan & Chung, 2022). Sau khi lựa chọn Comp1 và quy ước giá trị lớn hơn tương ứng với mức bất định cao hơn, luận án tiếp tục mô tả sự phân bố của chỉ số giữa tám ngành nghiên cứu tại bảng 4.4 tiếp theo.

Bảng 4.4: Đặc điểm phân bố của chỉ số bất định ngành theo ngành

Ngành	Mean	SD	Min	Median	Max
(1) Bất động sản	1,756	4,149	-0,420	0,746	17,301
(2) Điện, nước & xăng dầu khí đốt	-0,345	0,190	-0,549	-0,425	0,105
(3) Hàng & Dịch vụ Công nghiệp	-0,198	0,440	-0,481	-0,324	1,319
(4) Hàng cá nhân & Gia dụng	-0,380	0,116	-0,549	-0,413	-0,153
(5) Hóa chất	-0,193	0,168	-0,474	-0,247	0,139
(6) Tài nguyên Cơ bản	-0,032	0,340	-0,382	-0,133	0,806
(7) Thực phẩm và đồ uống	-0,336	0,117	-0,513	-0,376	0,085
(8) Xây dựng và Vật liệu	-0,352	0,127	-0,463	-0,366	0,058

Ghi chú: chỉ số bất định đã được quy ước để giá trị lớn hơn tương ứng với bất định cao hơn. Các giá trị âm không biểu thị không có bất định, mà phản ánh mức bất định tương đối thấp hơn trung tâm của mẫu do chỉ số được hình thành từ điểm thành phần chính của phương pháp PCA.

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Kết quả cho thấy chỉ số bất định ngành phân hóa đáng kể giữa các ngành. Bất động sản có giá trị trung bình cao nhất, đạt 1,756, đồng thời có độ lệch chuẩn 4,149 và giá trị lớn nhất 17,301. Các chỉ tiêu của ngành này cao hơn rõ rệt so với các ngành còn lại trong mẫu. Đặc điểm này cho thấy các cú sốc hoạt động trong ngành Bất động sản không chỉ cao hơn về mức trung bình mà còn biến động mạnh hơn theo thời gian. Dấu hiệu này có thể xuất phát từ nguyên nhân do ngành Bất động sản chịu ảnh hưởng mạnh từ chu kỳ tín dụng hoặc biến động giá tài sản. Đặc điểm này phản ánh tính nhạy cảm cao của ngành đối với chu kỳ kinh tế, điều kiện tín dụng và biến động thị trường tài sản, phù hợp với lập luận của Bloom (2009). Nghiên cứu gần đây cũng chỉ ra mức độ bất định, khả năng truyền dẫn cú sốc và vai trò trong chu kỳ kinh doanh khác nhau đáng kể giữa các ngành (Baruník & cộng sự, 2024). Ngược lại, Hàng cá nhân và gia dụng có trung bình thấp nhất (-0,380) và độ lệch chuẩn 0,116. Ngành Xây dựng và

vật liệu có trung bình -0,352, còn thực phẩm và đồ uống đạt -0,336. Sự khác biệt này phù hợp với một số lập luận như, tính năng động và mức độ khó dự báo của môi trường không đồng nhất giữa các ngành (Dess & Beard, 1984; Drnevich & West, 2023). Môi trường ngành không đồng nhất về mức độ biến động và khó dự báo (Hrebiniak & Snow, 1980). Nhìn chung, sự phân hóa của UI_index tạo cơ sở để luận án tiếp tục kiểm định liệu tác động của CRA, CRD và CRC đến HQHĐ có thay đổi theo điều kiện bất định ngành hay không.

4.1.3. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Bảng 4.5: Bảng thống kê mô tả

Biến	N	Mean	SD	p50	Min	Max	Skewness	Kurtosis
ROA	6862	0,077	0,089	0,059	-0,823	0,994	1,287	14,161
ROE	6.861	0,139	0,534	0,134	-40,820	1,586	-66,170	5.026,97
ROS	6.855	0,124	6,466	0,065	-133,7	496,584	63,688	5.113,49
CRA	6400	0,035	0,076	0,000	0,000	0,876	3,637	21,679
CRD	6400	0,040	0,078	0,000	0,000	0,894	3,356	19,711
CRC	6400	0,006	0,017	0,000	0,000	0,441	7,943	117,183
UI_index	6493	0,008	1,695	-0,320	-0,549	17,301	9,490	96,727
sizeTA	6862	27,502	1,560	27,381	22,587	34,360	0,533	3,481
DE	6861	1,631	3,332	1,012	-4,831	140,033	23,896	844,442
LevA	6862	0,489	0,217	0,500	0,000	1,294	-0,133	2,225
Liq	6861	2,910	28,661	1,514	0,097	2121,48	64,836	4552,323
GSALE	6400	0,122	1,348	0,045	-5,997	91,633	51,421	3368,379
lnAGE	6862	1,808	0,893	2,079	0,000	3,2188	-0,873	2,660

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Đặc điểm phân phối của các biến trong mẫu được mô tả như sau: ROA có giá trị trung bình 0,077 và trung vị 0,059, cho thấy các doanh nghiệp trong mẫu tạo ra lợi nhuận tương đương khoảng 7,7% tổng tài sản, nhưng mức sinh lời phân hóa đáng kể giữa các quan sát doanh nghiệp. ROA có phân phối ổn định hơn, với độ lệch chuẩn 0,089, skewness 1,287 và kurtosis 14,161. Vì vậy, lựa chọn ROA làm thước đo chính của HQHĐ là phù hợp hơn. Ngược lại, ROE và ROS có mức phân tán và độ nhọn rất cao, phản ánh sự nhạy cảm của ROE đối với vốn chủ sở hữu nhỏ hoặc âm và của

ROS đối với doanh thu nhỏ hoặc các khoản lợi nhuận bất thường. Vì vậy, ROE và ROS được winsorize tại phân vị 1% và 99% và sử dụng như các thước đo thay thế trong kiểm định tính vững. Cách tiếp cận này cho phép đánh giá liệu các kết luận có được duy trì khi hiệu quả lần lượt được đo theo tài sản, vốn chủ sở hữu và doanh thu. Do Lim & cộng sự (2013) lưu ý rằng ROA có thể chịu ảnh hưởng cơ học từ thu hẹp tài sản, luận án sử dụng ROS làm kiểm định tính vững trực tiếp cho kênh CRA. Ba biến tái cấu trúc CRA, CRD và CRC đều có trung vị bằng 0, trong khi giá trị lớn nhất lần lượt đạt 0,876; 0,894 và 0,441. Phân phối này phản ánh CR không diễn ra đồng đều mà tập trung ở một số doanh nghiệp-năm có mức điều chỉnh lớn. Đây là đặc điểm có ý nghĩa kinh tế, bởi vì tác động của thu hẹp tài sản hoặc cắt giảm chi phí phụ thuộc vào quy mô điều chỉnh và loại nguồn lực bị loại bỏ. Mức điều chỉnh mạnh có thể cải thiện hiệu quả nếu loại bỏ nguồn lực kém năng suất, nhưng cũng có thể phá hủy năng lực chiến lược của doanh nghiệp (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). UI_index, DE và GSALE cũng có phân phối lệch phải, với giá trị lớn nhất lần lượt là 140,033 và 91,633. Tuy nhiên, hai biến này được giữ nguyên sau khi đối chiếu với cơ sở lý thuyết và ý nghĩa kinh tế trong dòng tài liệu về CR. DE phản ánh trạng thái cấu trúc vốn và có liên hệ trực tiếp với CRD, trong khi GSALE phản ánh sự mở rộng hoặc thu hẹp thị trường, qua đó có thể thúc đẩy doanh nghiệp điều chỉnh tài sản, nợ và chi phí. Nghiên cứu về doanh nghiệp suy giảm hiệu quả cho thấy CR thường đi kèm những thay đổi đáng kể về tài sản, chi phí và chính sách tài trợ; các điều chỉnh này không phải lúc nào cũng là nhiễu thống kê mà có thể là tín hiệu của khó khăn tài chính hoặc phản ứng phục hồi (Denis & Kruse, 2000; Koh & cộng sự, 2015). Vì vậy, nếu winsorize cơ học DE, GSALE, CRA, CRD và CRC có thể thu hẹp chính phần biến thiên cần thiết để nhận diện cường độ CR. Ngược lại, Liq có trung bình 2,910 nhưng trung vị chỉ 1,514, độ lệch chuẩn 28,661 và giá trị lớn nhất 2.121,488. Chênh lệch rất lớn giữa trung bình, trung vị và cực đại cho thấy phân phối bị chi phối bởi một số quan sát ở đuôi phải, có thể phát sinh khi nợ ngắn hạn ở mẫu số rất nhỏ. Do đó, luận án Winsorize Liq tại phân vị 1% và 99% nhằm hạn chế ảnh hưởng quá mức của các quan sát cực trị nhưng vẫn giữ nguyên quy mô mẫu. Cách xử lý chọn lọc này

phù hợp với thông lệ Winsorize các biến kiểm soát tài chính liên tục ở hai đuôi phân phối, đồng thời tránh áp dụng đồng loạt cho những biến mà giá trị cực đoan có thể mang thông tin kinh tế thực sự (Adams & cộng sự, 2019; Eugster & cộng sự, 2024; Zhang & cộng sự, 2025). Biến tuổi niêm yết (lnAGE) được đo lường bằng logarit tự nhiên của số năm kể từ thời điểm doanh nghiệp niêm yết đến năm quan sát. Giá trị trung bình của lnAGE là 1,809, trung vị là 2,079, giá trị nhỏ nhất bằng 0 và lớn nhất bằng 3,219. Giá trị nhỏ nhất bằng 0 không hàm ý doanh nghiệp có tuổi niêm yết bằng 0 năm, mà tương ứng với một năm kể từ thời điểm niêm yết [do ln(1) = 0]. Việc sử dụng dạng logarit giúp giảm ảnh hưởng của các giá trị lớn.

4.1.4. Ma trận tương quan và kiểm định đa cộng tuyến

Bảng 4.6 trình bày hệ số tương quan Pearson giữa các biến nghiên cứu và hệ số phóng đại phương sai nhằm đánh giá sơ bộ nguy cơ đa cộng tuyến. Kết quả cho thấy ROA tương quan âm với cả ba kênh CR, gồm CRA, CRD và CRC. Các hệ số tương quan này mới phản ánh quan hệ tuyến tính hai biến. Về mặt lý thuyết, CR thường được khởi động sau suy giảm hiệu quả, nhưng việc thu hẹp nguồn lực sau đó có thể cải thiện hiệu suất hoặc làm mất năng lực tạo lợi thế, tùy loại nguồn lực và môi trường ngành (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Biến UI_index có tương quan âm với ROA (-0,060), phù hợp với kỳ vọng về mức độ khó dự báo cao, có thể hạn chế đầu tư và làm suy yếu kết quả hoạt động. Tuy nhiên, tương quan của UI_index với CRA, CRD và CRC lần lượt chỉ là 0,023; 0,017 và -0,014, đều không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy bất định ngành và quyết định CR không phải là các khái niệm trùng lặp. Vì vậy, việc đưa đồng thời biến tái cấu trúc, UI_index và biến tương tác vào mô hình sẽ giúp luận án phân biệt tác động trực tiếp của từng biến với vai trò điều tiết của bất định ng. Biến CRA và CRD có tương quan dương khá cao, đạt 0,856. Mối liên hệ này có cơ sở kinh tế, thực tế một số doanh nghiệp sử dụng tái cấu trúc thu hẹp tài sản thường đi song song với giảm nợ, ví dụ như thu hẹp các khoản đầu tư tài chính ngắn hạn để thanh toán nợ ngắn hạn hoặc tất toán đồng thời tài sản lưu động & nợ ngắn hạn nhằm giảm áp lực tài chính (ví dụ FIT_2013, PPS_2019,…). Các nghiên cứu về doanh nghiệp khó khăn cũng cho thấy quá trình

phục hồi thường bao gồm nhiều hành động phối hợp, chứ không phải chỉ là áp dụng một biện pháp CR riêng lẻ (Koh & cộng sự, 2015). Nhưng tương quan cao giữa CRA và CRD chưa phải là căn cứ đầy đủ để loại bỏ một trong hai biến. Hai biến đại diện cho hai quyết định kinh tế khác nhau. Ví dụ như CRA phản ánh điều chỉnh quy mô và cơ sở tài sản, còn CRD phản ánh thay đổi nghĩa vụ tài chính. Việc loại biến cần căn cứ thêm vào kết quả kiểm định VIF. CRA và CRD lần lượt là 3,97 và 3,90 các giá trị này cho thấy phương sai hệ số có bị khuếch đại nhưng chưa đạt mức thường được xem là nghiêm trọng. Do ngưỡng VIF chỉ mang tính chẩn đoán, quyết định giữ biến cần dựa đồng thời trên cơ sở lý thuyết, mục tiêu nghiên cứu và độ ổn định của hệ số (O'brien, 2007). Trong luận án, CRA và CRD được giữ lại để bảo toàn nội hàm của từng kênh CR. Đồng thời, kết quả được đối chiếu giữa mô hình từng kênh và mô hình tổng hợp để nhận diện khả năng hệ số thay đổi khi hai biến xuất hiện đồng thời. Các biến còn lại có VIF dao động từ 1,03 đến 2,01. LevA có VIF cao thứ ba nhưng chỉ đạt 2,01, còn VIF trung bình của mô hình là 1,73. Mặc dù DE và LevA cùng phản ánh cấu trúc tài chính và có tương quan 0,470, mức VIF tương ứng là 1,30 và 2,01, chưa cho thấy quan hệ tuyến tính đủ mạnh để làm mất khả năng nhận dạng riêng của hai biến. Các hệ số tương quan còn lại nhìn chung thấp hơn 0,40, ngoại trừ cặp CRA-CRD. Vì vậy, bằng chứng tổng hợp từ ma trận tương quan và VIF cho thấy đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng đến mức phải loại bất kỳ biến nào khỏi mô hình. Tương quan và VIF chỉ đánh giá quan hệ tuyến tính giữa các biến giải thích, không xử lý những vấn đề khác của dữ liệu bảng. Do đó, luận án tiếp tục thực hiện kiểm định tính dừng, tự tương quan, phụ thuộc chéo và nội sinh.

Bảng 4.6: Bảng ma trận tương quan và đa cộng tuyến

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	VIF	1/VIF
(1)ROA	1,000												
(2)CRA	-0,208***	1,000										3,97	0,25
(3)CRD	-0,055***	0,856***	1,000									3,90	0,25
(4)CRC	-0,034**	0,131***	0,111***	1,000								1,04	0,96
(5)UI_index	-0,060***	0,023	0,017	-0,014	1,000							1,03	0,96
(6)sizeTA	-0,090***	-0,138***	-0,118***	-0,118***	0,068***	1,000						1,17	0,85
(7)DE	-0,212***	0,017	-0,026*	-0,022	0,034**	0,112***	1,000					1,30	0,76
(8)LevA	-0,395***	-0,031*	-0,067***	-0,048***	0,030*	0,293***	0,470***	1,000				2,01	0,49
(9)Liq	0,003	-0,004	0,091***	0,001	0,114***	-0,056***	-0,025*	-0,097***	1,000			1,53	0,65
(10)GSALE	0,052***	-0,087***	-0,065***	-0,063***	0,112***	0,019	0,026*	0,040**	0,026*	1,000		1,03	0,97
(11) lnAGE	-0,104***	0,056***	0,007	0,075***	-0,083***	0,126***	-0,049***	-0,083***	-0,031*	-0,068***	1,000	1,06	0,93
N	6862												
Mean VIF												**1,73**	

Ghi chú: * p< 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

4.2. Các kiểm định

4.2.1. Kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Trước khi ước lượng mô hình dữ liệu bảng động, luận án kiểm tra tính dừng nhằm hạn chế nguy cơ suy luận từ các quan hệ được tạo ra chủ yếu bởi xu hướng thời gian. Kiểm định Fisher-ADF được lựa chọn vì phương pháp này thực hiện kiểm định đơn vị gốc riêng cho từng doanh nghiệp rồi kết hợp các giá trị xác suất. Phương pháp này cho phép mức độ tự hồi quy khác nhau giữa các đơn vị bảng (Maddala & Wu, 1999).

Bảng 4.7: Kiểm định tính dừng

Biến	Số doanh nghiệp	Số kỳ trung bình	Fisher (P)	p-value	Kết luận
ROA	484	14,18	2370,3450	0,0000	Dừng
CRA	484	13,22	2947,8602	0,0000	Dừng
CRD	484	13,22	3063,8174	0,0000	Dừng
CRC	484	13,22	3343,1682	0,0000	Dừng
UI_index	484	13,42	2992,3729	0,0000	Dừng
sizeTA	484	14,18	1390,7768	0,0000	Dừng
DE	484	14,18	2538,7807	0,0000	Dừng
LevA	484	14,18	1699,1496	0,0000	Dừng
Liq	484	14,18	1533,4807	0,0000	Dừng
GSALE	484	13,22	3734,5921	0,0000	Dừng
lnAGE	484	14,18	2,49e+04	0,0000	Dừng

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Kết quả tại bảng 4.7 cho thấy thống kê Fisher của tất cả các biến đều có giá trị lớn và p-value bằng 0,0000. Cụ thể, thống kê Fisher dao động từ 1.390,7768 đối với biến sizeTA đến $2,49x10^4$ đối với biến lnAGE. Các biến tái cấu trúc CRA, CRD và CRC lần lượt đạt 2.947,8602; 3.063,8174 và 3.343,1682. ROA và UI_index cũng có thống kê tương ứng là 2.370,3450 và 2.992,3729. Do toàn bộ p-value nhỏ hơn 1%, giả thuyết không cho rằng tất cả các chuỗi doanh nghiệp đều chứa đơn vị gốc bị bác bỏ, qua đó cung cấp bằng chứng ủng hộ tính dừng của các biến ở dạng sử dụng trong mô hình (Choi, 2001). Do số kỳ trung bình chỉ từ 13,22 đến 14,18 năm và Fisher-ADF thuộc nhóm kiểm định giả định độc lập chéo, kết quả sẽ tiếp tục được đối chiếu với kiểm định phụ thuộc chéo (Pesaran, 2007).

4.2.2. Kiểm định phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo

Luận án thực hiện các kiểm định đối với cấu trúc sai số nhằm đánh giá mức độ phù hợp của các phương pháp ước lượng thông thường. Phương sai thay đổi, tự tương quan theo thời gian và phụ thuộc giữa các đơn vị bảng có thể làm sai lệch sai số chuẩn và suy luận thống kê nếu không được nhận diện và xử lý thích hợp (Wooldridge, 2010).

Bảng 4.8: Kiểm định phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo

Kiểm định	Giả thuyết	Thống kê kiểm định	P-value	Kết luận
Wald test	Phương sai sai số đồng nhất	chi2(484) = 257949,43	0,0000	Có phương sai thay đổi
Wooldridge test	Không có tự tương quan bậc 1	F(1,483) = 61,017	0,0000	Có tự tương quan bậc 1
Pesaran CD test	Không có phụ thuộc chéo trong phần dư	CD = 0,18	0,854	Không có bằng chứng về phụ thuộc chéo

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Đối với phương sai thay đổi, luận án sử dụng kiểm định Wald test cho mô hình tác động cố định. Kiểm định này có giả thuyết gốc về phương sai sai số là đồng nhất giữa các đơn vị. Kết quả kiểm định thống kê chi2 = 257.949,43 với p = 0,0000. Do p_value < 0,01, giả thuyết phương sai sai số đồng nhất giữa các doanh nghiệp bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả bảng 4.8 cung cấp bằng chứng về phương sai thay đổi theo nhóm. Kết quả này phù hợp với đặc điểm dữ liệu doanh nghiệp niêm yết là các doanh nghiệp có quy mô, cấu trúc tài sản, đòn bẩy tài chính và mức độ biến động khác nhau, dẫn đến sai số có thể không đồng nhất giữa các đơn vị quan sát (Wooldridge, 2010).

Đối với tự tương quan, luận án sử dụng kiểm định Wooldridge cho dữ liệu bảng. Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết không có tự tương quan bậc 1 bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1% (F = 61,017; p_value = 0,00). Như vậy, phần dư của mô hình có tương quan theo thời gian trong cùng doanh nghiệp. Kết quả phản ánh các quyết định tài chính thường có tính dai dẳng theo thời gian, đặc biệt khi mô hình có biến phụ thuộc trễ và các quyết định CR có thể chịu ảnh hưởng từ kết quả hoạt động trong quá khứ (Arellano & Bond, 1991; Wooldridge, 2010). Kết quả này củng cố yêu cầu xem xét cấu trúc động của HQHĐ (Drukker, 2003).

Ngoài kiểm định phương sai thay đổi và tự tương quan, luận án thực hiện kiểm định phụ thuộc chéo bằng Pesaran CD test. Kết quả cho thấy thống kê CD = 0,18 và p_value = 0,854. Do p-value lớn hơn các mức ý nghĩa thống kê thông thường, do đó chưa có đủ bằng chứng để bác bỏ giả thuyết không có phụ thuộc chéo trong phần dư.

Như vậy, phụ thuộc chéo không có bằng chứng rõ ràng. Vấn đề của dữ liệu chủ yếu nằm ở phương sai thay đổi và tự tương quan theo thời gian, vì vậy cần thiết phải kiểm soát hiệu ứng năm trong các cấu trúc mô hình hồi quy nhằm loại trừ các cú sốc chung theo thời gian (Pesaran, 2007).

Nhìn chung, kết quả kiểm định cho thấy mô hình tồn tại đồng thời phương sai thay đổi và tự tương quan bậc 1. Vì vậy việc sử dụng các mô hình hồi quy bảng với sai số chuẩn thông thường có thể dẫn đến suy luận thống kê không đáng tin cậy. System GMM được lựa chọn vì mô hình có biến phụ thuộc trễ, các biến CR có khả năng nội sinh, dữ liệu bảng có cấu trúc N lớn, T ngắn và dữ liệu có phương sai thay đổi cũng như vi phạm giả thuyết tự tương quan. Phương pháp này kết hợp các công cụ trong phương trình sai phân và phương trình mức để giúp luận án ước lượng mô hình bảng động (Arellano & Bond, 1991; Blundell & Bond, 1998). Trong bước ước lượng, luận án sử dụng SGMM hai bước với sai số chuẩn vững, đồng thời kiểm tra AR(1), AR(2), Hansen và số lượng công cụ để đánh giá tính hợp lệ của mô hình. Sai số chuẩn vững hỗ trợ suy luận thống kê trong điều kiện phương sai thay đổi, trong khi AR(2) được sử dụng để đánh giá tính phù hợp của các biến trễ làm công cụ (Arellano & Bond, 1991).

4.2.3. Kiểm định nội sinh

Một vấn đề trọng là khả năng tồn tại nội sinh giữa các chiến lược CR, bất định ngành và HQHĐ của doanh nghiệp. Về mặt lý thuyết, CR không phải là quyết định hoàn toàn ngẫu nhiên, mà thường được doanh nghiệp thực hiện khi HQHĐ suy giảm, áp lực tài chính gia tăng hoặc môi trường kinh doanh trở nên bất lợi (Koh & cộng sự, 2015; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Do đó, mối quan hệ giữa CR và HQHĐ có thể mang tính hai chiều. Tái cấu trúc ảnh hưởng đến HQHĐ, đồng thời HQHĐ trong quá khứ cũng có thể tác động đến quyết định CR hiện tại. Cách tiếp cận này phù hợp với các nghiên cứu về CR và phục hồi doanh nghiệp, trong đó các quyết định thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí, điều chỉnh nhân sự hoặc tái cấu trúc tài chính thường xuất hiện sau các cú sốc suy giảm hiệu quả và chịu ảnh hưởng bởi mức độ khó khăn của doanh nghiệp (Denis & Kruse, 2000; Sudarsanam & Lai, 2001).

Bên cạnh đó, biến bất định ngành cũng có thể phát sinh vấn đề nội sinh. Chỉ số bất định ngành được xây dựng từ độ phân tán của phần dư trong các mô hình doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận ở cấp doanh nghiệp trong từng ngành - năm. Vì vậy, bất định ngành vừa phản ánh môi trường hoạt động mà doanh nghiệp phải đối mặt, vừa có liên

hệ với biến động kết quả hoạt động của các doanh nghiệp trong cùng ngành. Cơ sở đo lường này phù hợp với dòng nghiên cứu xem bất định là sự phân tán của các cú sốc không dự báo được ở cấp vi mô, nhưng đồng thời cũng cung cấp hàm ý, chỉ số bất định có thể không hoàn toàn ngoại sinh đối với HQHĐ (Dan & Chung, 2022). Để đánh giá khả năng nội sinh và định hướng xử lý biến trong mô hình thực nghiệm, luận án thực hiện các kiểm định nội sinh với các nhóm mô hình chính. Các kiểm định được thực hiện cho ba nhóm mô hình: mô hình riêng lẻ từng kênh CR, mô hình tổng hợp tác động trực tiếp và mô hình tổng hợp có biến tương tác giữa CR và bất định ngành. Đối với tuổi doanh nghiệp (lnAGE), biến này được xác định từ thời điểm niêm yết và biến động theo thời gian một cách định trước, nên ROA hiện tại không thể tác động ngược trở lại tuổi doanh nghiệp. Vì vậy, trên cơ sở lập luận về thời gian và khả năng nhân quả ngược thấp, luận án xem lnAGE là biến ngoại sinh và đưa vào nhóm công cụ IV-style trong ước lượng SGMM. Kết quả tổng hợp các biến được trình bày trong bảng sau:

Bảng 4.9: Kiểm định dấu hiệu nội sinh

Biến	p-value	Dấu hiệu Nội sinh	First-stage F	Đánh giá sơ bộ	Phân loại sơ bộ biến công cụ
L.ROA					Nội sinh theo cấu trúc mô hình động
CRA	0,000	Nội sinh	7,465	Dưới 10	Tiền định/nội sinh
CRD	0,009	Nội sinh	0,197	Yếu	Tiền định/nội sinh
CRC	0,047	Nội sinh	14,341	Tương đối tốt	Tiền định/nội sinh
UI_index	0,000	Nội sinh	1.885	Mạnh	Tiền định/nội sinh
sizeTA	0,005	Nội sinh	17.419	Tương đối tốt	Theo từng cấu trúc mô hình
DE	0,052	Nội sinh	8,034	Dưới 10	Theo từng cấu trúc mô hình
Liq	0,744	Không có dấu hiệu	78,058	Mạnh	Ngoại sinh/IV-style
LevA	0,018	Nội sinh	382,641	Mạnh	Nội sinh
GSALE	0,010	Nội sinh	1,917	Yếu	Kiểm tra lại độ trễ
CRA×UI	0,000	Nội sinh	1,793	Yếu	Nội sinh/tiền định
CRD×UI	0,003	Nội sinh	10,852	Tương đối tốt	Nội sinh/tiền định
CRC×UI	0,934	Không có dấu hiệu	0,779	Yếu	Theo cấu trúc mô hình

Ghi chú: First-stage F được sử dụng như kiểm tra bổ sung, ngưỡng 10 chỉ mang tính tham khảo (Staiger & Stock, 1997).

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Trên cơ sở kết hợp giữa cơ chế kinh tế, trình tự thời gian và bằng chứng thực nghiệm, luận án luận án kế thừa từ phương pháp của Dan & Chung (2022) và sử dụng SGMM hai bước với công cụ nội bộ. Các biến CR được xử lý theo hướng nội sinh, bất định ngành và các biến tài chính có khả năng phản ứng với hiệu quả được xử lý dưới dạng tiền định, tuổi doanh nghiệp và hiệu ứng năm được xem là ngoại sinh. Độ tin cậy của từng mô hình SGMM được đánh giá thông qua AR(1), AR(2), Hansen test, số lượng công cụ và độ ổn định của kết quả, đồng thời giới hạn khoảng trễ và sử dụng collapse để hạn chế hiện tượng gia tăng công cụ (Arellano & Bond, 1991; Blundell & Bond, 1998; Roodman, 2009).

4.3. Tác động trực tiếp của bất định ngành và các chiến lược tái cấu trúc

Để phân biệt tác động riêng của từng kênh với tác động khi các chiến lược được xem xét kết hợp, luận án ước lượng bốn mô hình gồm: mô hình kênh thu hẹp tài sản theo biến CRA; mô hình kênh giảm nợ theo biến CRD; mô hình kênh cắt giảm chi phí theo biến CRC và mô hình tổng hợp ba kênh CR. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy này sẽ giúp luận án xác nhận các giả thuyết H_1, H_2, H_3, H_4, H_5 Kết quả ước lượng được trình bày tại bảng 4.10:

Bảng 4.10: Kết quả ước lượng SGMM về tác động trực tiếp của các chiến lược tái cấu trúc theo hướng phòng vệ và bất định ngành đến ROA

Biến	Giả thuyết/ Kỳ vọng	Mô hình CRA	Mô hình CRD	Mô hình CRC	Mô hình tổng hợp 3 kênh
		(1)	(2)	(3)	(4)
L.ROA		0,609*** (0,000)	0,580*** (0,000)	0,437*** (0,000)	0,593*** (0,000)
CRA	H_1 (-)	-0,494** (0,045)			-0,533** (0,015)
CRD	H_2 (+)		0,064 (0,261)		0,299** (0,020)
CRC	H_3(-)			2,532*** (0,000)	1,190** (0,047)
UI_index	H_{4a} (-); H_{4b}(+)	0,014* (0,073)	0,024*** (0,004)	0,011** (0,048)	0,011** (0,051)
SizeTA	-/+	-0,012** (0,018)	-0,005 (0,133)	0,007 (0,107)	-0,005 (0,261)
DE	-	-0,007 (0,575)	-0,000 (0,976)	0,001 (0,768)	-0,005 (0,354)
LevA	+/-	0,132 (0,246)	0,003 (0,956)	-0,065 (0,336)	0,040 (0,507)
Liq	+	0,005 (0,867)	0,002 (0,408)	0,001 (0,759)	0,002 (0,373)
GSALE	+	0,009 (0,474)	0,009 (0,464)	-0,001 (0,949)	-0,003 (0,785)
lnAGE	+	-0,000 (0,894)	0,000 (0,988)	-0,006** (0,017)	-0,001 (0,766)
Year FE		Có	Có	Có	Có
Số quan sát		6.376	6.376	6.376	6.376
Số nhóm		484	484	484	484
Số công cụ		37	38	37	52
AR(1)		0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2)		0,260	0,149	0,505	0,250
Sargan test		0,745	0,697	0,485	0,183
Hansen test		0,668	0,742	0,793	0,599

*Ghi chú: ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. H_5 được kiểm định thông qua việc so sánh mức độ tác động của CRA, CRD và CRC đến ROA giữa các mô hình tương ứng.*

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

4.3.1. Tác động của chiến lược thu hẹp tài sản đến hiệu quả hoạt động

Kết quả mô hình CRA (cột 1) cho thấy hệ số của ROA trễ đạt 0,609 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), phản ánh tính dai dẳng của HQHĐ và củng cố sự phù hợp của mô hình bảng động. Các kiểm định hậu ước lượng cũng cho thấy mô hình đáp ứng các điều kiện cơ bản của SGMM: AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), AR(2) không có

ý nghĩa (p_value = 0,260), trong khi Hansen (p_value = 0,668) và Sargan (p_value = 0,745) không bác bỏ tính hợp lệ của bộ công cụ. Số công cụ là 37, thấp hơn đáng kể so với 484 nhóm doanh nghiệp, cho thấy nguy cơ bùng nổ công cụ được kiểm soát (Arellano & Bond, 1991; Roodman, 2009). Trong mô hình riêng, CRA có hệ số -0,494 và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,045), cho thấy khi cường độ thu hẹp tài sản tăng thêm 1 điểm phần trăm, ROA ước tính giảm trung bình 0,494 điểm phần trăm (giữ nguyên các yếu tố khác). Xét đặc điểm CRA được đo bằng tỷ lệ thu hẹp tài sản. Kết quả hàm ý về các đợt cắt giảm tài sản mạnh có thể làm suy giảm đáng kể HQHĐ trong ngắn hạn, qua đó ủng hộ H_1. Kết quả này không hoàn toàn ủng hộ quan điểm theo TTC, thu hẹp tài sản giúp nhanh chóng loại bỏ nguồn lực dư thừa và cải thiện hiệu suất (Robbins & Pearce, 1992). Xét trong mô hình động, hệ số này phản ánh tác động ngắn hạn, tác động dài hạn của CRA lên ROA được ước tính khoảng -1,263 [-0,494/(1-0,609)], cho thấy ảnh hưởng bất lợi có xu hướng tích lũy theo thời gian. Kết quả phù hợp với lập luận của Morrow & cộng sự (2004) cho thấy tác động của thu hẹp tài sản phụ thuộc vào môi trường cạnh tranh. Thu hẹp tài sản cải thiện hiệu quả hoạt động ở các ngành tăng trưởng và trưởng thành, nhưng làm giảm HQHĐ ở các ngành suy thoái do thị trường thanh lý tài sản kém hiệu quả. Theo đó hiệu quả của thu hẹp phụ thuộc vào loại nguồn lực bị cắt giảm. Theo RBV, nếu doanh nghiệp bán các tài sản chuyên dụng hoặc gắn với năng lực cốt lõi, lợi ích thanh khoản ngắn hạn có thể không bù đắp được tổn thất về năng lực sản xuất, doanh thu và khả năng tạo lợi thế cạnh tranh. TRT cho rằng suy giảm hiệu quả có thể khiến nhà quản trị thu hẹp phạm vi lựa chọn và thực hiện các biện pháp phòng vệ quá mức, qua đó làm sâu sắc thêm sự suy giảm thay vì tạo phục hồi (Staw & cộng sự, 1981). Trong bối cảnh doanh nghiệp Việt Nam, nhiều ngành vẫn phụ thuộc đáng kể vào tài sản hữu hình, tác động tiêu cực này có thể càng rõ nét hơn.

Trong cùng mô hình, UI_index có hệ số dương nhỏ 0,014 với $p = 0{,}073$, cung cấp bằng chứng thực nghiệm ở mức 10% về việc bất định ngành có thể tạo áp lực kỷ luật và thúc đẩy doanh nghiệp sử dụng tài sản hiệu quả hơn. Kết quả ủng hộ giả thuyết H_{4b} thiên về hướng bất định ngành chưa gây bất lợi đến ROA. Tác động của UI_index khi chỉ xét riêng chiến lược thu hẹp tài sản không ủng hộ quan điểm cho rằng bất định làm trì hoãn đầu tư và suy yếu hoạt động doanh nghiệp (Bloom, 2009). Tuy nhiên hệ số tác động nhỏ, mức ý nghĩa yếu, vì vậy để có góc nhìn tổng quan cần được mở rộng xem xét với các chiến lược CR khác. Hơn nữa, đây là tác động trực tiếp của bất định tại mức CRA bằng 0, chưa phản ánh vai trò điều tiết, tác động này sẽ được kiểm định riêng thông qua

biến tương tác CRA×UI và phân tích tác động cận biên tại các mục tiếp theo.

Đối với nhóm biến kiểm soát, ngoài sizeTA có tác động tiêu cực âm với mức ý nghĩa 5%, các biến còn lại (DE, LevA, Liq và GSALE) hầu hết không có ý nghĩa thống kê. Do đây là các biến kiểm soát, các hệ số không có ý nghĩa thống kê nhưng vẫn có vai trò kinh tế trong mô hình, chỉ là chưa cho thấy có bằng chứng về tác động riêng.

4.3.2. Tác động của chiến lược giảm nợ đến hiệu quả hoạt động

Kết quả ước lượng của mô hình xét riêng kênh CRD (cột 2) cho thấy hệ số của ROA trễ đạt 0,580 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000). Cũng giống như mô hình xét riêng CRA, kết quả phản ánh tính dai dẳng của ROA. Kết quả kinh doanh hiện tại tiếp tục chịu ảnh hưởng đáng kể từ kết quả của năm trước. Về mặt kỹ thuật, mô hình đáp ứng các điều kiện cơ bản của SGMM khi kiểm định AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), trong khi AR(2) không có ý nghĩa (p_value = 0,149). Kiểm định Sargan (p_value = 0,697) và Hansen (p_value = 0,742) đều không bác bỏ giả thuyết về tính hợp lệ của bộ công cụ. Số công cụ là 38, thấp hơn đáng kể so với 484 nhóm doanh nghiệp. Các kết quả này cho thấy nguy cơ bùng nổ công cụ được kiểm soát và mô hình có cơ sở để diễn giải về mặt kinh tế (Arellano & Bond, 1991; Roodman, 2009). Mặc dù CRD có hệ số dương (0,064) nhưng không có ý nghĩa thống kê. Như vậy, khi xét kênh riêng CRD, chưa có bằng chứng ủng hộ H_2. Tái cấu trúc nợ không được nhận diện rõ ràng khi chỉ xem xét riêng kênh chiến lược giảm nợ. Dưới góc độ quản trị, việc giảm dư nợ có thể góp phần làm giảm áp lực thanh toán lãi vay và cải thiện tính linh hoạt tài chính của doanh nghiệp (Mansour & cộng sự, 2022). Theo nhóm tác giả Koh & cộng sự (2015), gánh nặng nợ cao có thể cản trở quá trình phục hồi doanh nghiệp. Sudarsanam & Lai (2001) cho thấy tái cấu trúc nợ có thể không tạo ra phục hồi nếu doanh nghiệp chỉ xử lý nghĩa vụ tài chính mà không cải thiện hoạt động cốt lõi. Trong mẫu của họ, tái cấu trúc nợ còn có quan hệ âm với khả năng phục hồi, cho thấy chất lượng thực thi và mức độ khó khăn ban đầu giữ vai trò quan trọng. Chính các kết quả trái chiều này cho thấy giảm nợ có thể là điều kiện cần để giảm áp lực tài chính, nhưng chưa chắc là điều kiện đủ để cải thiện hiệu quả. Đối với các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam, tác động dương của CRD có thể phản ánh lợi ích từ việc giảm phụ thuộc vào vốn vay và giải phóng dòng tiền cho hoạt động kinh doanh. Nhưng nếu giảm nợ quá nhanh cũng có thể làm hạn chế khả năng tài trợ vốn lưu động và đầu tư. Vì vậy, để có đánh giá rõ ràng hơn về CRD, có thể cần được xem xét mở rộng với việc phối hợp với các chiến lược tái cấu trúc khác

trong bối cảnh bất định ngành. CRD sẽ cho kết quả rõ ràng hơn trong mô hình kết hợp 3 kênh CR.

Trong cùng mô hình CRD này, UI_index có hệ số dương 0,024 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,004). Kết quả cung cấp hàm ý về việc doanh nghiệp có thể phản ứng với môi trường bất định bằng cách sử dụng nguồn lực cân nhắc hơn, mức độ bất định ngành hiện tại chưa phải là rào cản lo ngại với lợi nhuận của doanh nghiệp. Tuy nhiên, kết quả của mô hình chưa nghiêng về ROT, theo đó bất định cao làm doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và tuyển dụng do chi phí điều chỉnh và tính khó đảo ngược của quyết định (Bloom, 2009). Do đó, dấu dương của UI_index được xem như một bằng chứng phụ thuộc bối cảnh bất định ngành và ủng hộ giả thuyết H_{4b}. Đây là tác động trực tiếp của bất định trong mô hình không có tương tác, chưa phản ánh việc bất định ngành làm thay đổi tác động của CRD. Vai trò điều tiết này sẽ được kiểm định riêng thông qua mô hình với biến tương tác (CRD×UI) và tác động cận biên tại bảng 4.15, hình 4.2 & 4.3. Đối với nhóm biến kiểm soát như: sizeTA, DE, LevA, Liq, GSALE và lnAGE đều không có ý nghĩa thống kê với p-value từ 0,133 đến 0,976. Do các biến này được đưa vào nhằm hạn chế sai lệch do bỏ sót hơn là để kiểm định các giả thuyết. Các biến không có ý nghĩa thống kê không đồng nghĩa với việc chúng không có vai trò kinh tế trong mô hình.

4.3.3. Tác động của chiến lược cắt giảm chi phí đến hiệu quả hoạt động

Kết quả mô hình CRC (cột 3, bảng 4.10) cho thấy hệ số của ROA trễ đạt 0,437 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), phản ánh tính dai dẳng của HQHĐ và tiếp tục củng cố sự phù hợp của mô hình bảng động. Kiểm định AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), trong khi AR(2) không có ý nghĩa (p_value = 0,505), đáp ứng điều kiện quan trọng về việc không tồn tại tự tương quan bậc hai trong sai số sai phân. Kiểm định Hansen (p_value = 0,793) và Sargan (p_value = 0,485), đều không bác bỏ tính hợp lệ chung của bộ công cụ. Số lượng công cụ cũng được kiểm soát ở mức phù hợp với 37 công cụ so với 484 nhóm doanh nghiệp. Độ tin cậy của mô hình được chọn đánh giá dựa trên Hansen, AR(2) và việc kiểm soát số lượng công cụ (Arellano & Bond, 1991; Roodman, 2009).

Trong mô hình riêng lẻ (cột 3, bảng 4.10), CRC có hệ số 2,532 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), cho thấy cường độ cắt giảm chi phí cao hơn có liên hệ với HQHĐ cao hơn khi các yếu tố khác được giữ không đổi. Nếu cường độ cắt giảm chi phí tăng thêm 1 điểm phần trăm, ROA ước tính tăng khoảng 0,0253, tương đương khoảng

2,532 điểm phần trăm. Kết quả này khác biệt với Lim & cộng sự (2013), không tương đồng với ngành suy giảm trong nghiên cứu của Morrow & cộng sự (2004) và không ủng hộ H_3. Mặc dù trái với kỳ vọng nhưng dấu dương của CRC có thể được giải thích từ dòng nghiên cứu về phục hồi doanh nghiệp và tái cấu trúc hoạt động kinh doanh. Robbins & Pearce (1992) xem phòng vệ là một bước quan trọng trong giai đoạn đầu của quá trình phục hồi doanh nghiệp, trong đó cắt giảm chi phí giúp ổn định hoạt động và cải thiện hiệu quả. Kết quả ủng hộ quan điểm của lý thuyết TTC, cắt giảm chi phí có thể giúp doanh nghiệp ổn định hoạt động, cải thiện dòng tiền và tạo nền tảng cho quá trình phục hồi trong giai đoạn đầu. Cascio & cộng sự (2021) cũng chỉ ra trong các nhóm cắt giảm quy mô - nhân sự, tài sản hoặc cả hai, xu hướng biến động HQHĐ của công ty sẽ ít tiêu cực nhất đối với việc cắt giảm nhân sự, tiêu cực hơn đối với việc cắt giảm tài sản và tiêu cực nhất đối với việc cắt giảm kết hợp cả hai. Sudarsanam & Lai (2001) cũng cho rằng tái cấu trúc hoạt động kinh doanh bao gồm các biện pháp giảm chi phí và thu hẹp chi phí quản lý nhằm cải thiện hiệu suất và biên lợi nhuận. Trong một số trường hợp, giảm chi phí có thể đủ để cải thiện tình trạng doanh nghiệp khi vấn đề chủ yếu nằm ở hiệu quả vận hành. Kết quả hàm ý, hiệu quả cắt giảm chi phí của doanh nghiệp Việt nam có thể đến từ việc loại bỏ các khoản chi phí dư thừa, tinh gọn bộ máy và cải thiện hiệu suất sử dụng nguồn lực hơn là từ việc thu hẹp các nguồn lực chiến lược cốt lõi.

Trong mô hình riêng biến độc lập CRC, hệ số UI_index dương (0,011) và có ý nghĩa ở mức 5% (p-value = 0,048), cho thấy bất định ngành chưa gây tiêu cực đến ROA. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H_{4b}, nhưng không ủng hộ nhánh nghiên cứu nhấn mạnh chi phí điều chỉnh và hiệu ứng trì hoãn dưới bất định của Campello & cộng sự (2024). Nhưng tại Việt nam, kết quả tương đồng với chiều dương về bất định công nghệ trong nghiên cứu của Dinh & cộng sự (2025) đối với HQHĐ của SME bán lẻ. Tuy nhiên, đây mới là tác động trực tiếp của UI_index, việc bất định ngành làm khuếch đại hay làm suy yếu tác động của CRC sẽ được kiểm định riêng thông qua biến tương tác CRC×UI và phân tích tác động cận biên.

Đối với nhóm biến kiểm soát, sizeTA, DE, LevA, Liq và GSALE không có ý nghĩa thống kê (với p-value lần lượt là 0,107; 0,768; 0,336; 0,759 và 0,949). Ngược lại, lnAGE có hệ số âm -0,006 và có ý nghĩa ở mức 5% (p-value = 0,017). Do đây là các biến kiểm soát, các hệ số không có ý nghĩa thống kê nhưng vẫn có vai trò kinh tế trong mô hình, chỉ là chưa cho thấy có bằng chứng về tác động riêng trong mô hình.

4.3.4. Tác động đồng thời của ba chiến lược tái cấu trúc

Theo Gibbs (1993), CR có thể được mô tả như một hệ thống các mối quan hệ đồng thời, trong đó quản trị doanh nghiệp là yếu tố ngoại sinh, còn dòng tiền tự do được xem là yếu tố nội sinh của hệ thống. Do đó, luận án hồi quy mô hình tổng hợp đưa đồng thời CRA, CRD và CRC vào phương trình nhằm nhận diện tác động riêng phần của từng chiến lược sau khi đã kiểm soát hai kênh CR còn lại (cột 4, bảng 4.10). Cách tiếp cận này cần thiết vì doanh nghiệp khó khăn thường không thực hiện các biện pháp tái cấu trúc một cách tách biệt, mà có xu hướng phối hợp các điều chỉnh về tài sản, chi phí và tài chính trong cùng quá trình phục hồi. Koh & cộng sự (2015) cho thấy các doanh nghiệp gặp khó khăn có thể triển khai đồng thời nhiều chiến lược và khả năng phục hồi thay đổi theo số lượng cũng như tổ hợp biện pháp được lựa chọn. Về độ tin cậy, hệ số của ROA trễ đạt 0,593 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), tiếp tục phản ánh tính dai dẳng của HQHĐ. Kiểm định AR(1) có p_value = 0,000, trong khi AR(2) có p_value = 0,250, cho thấy không có bằng chứng về tự tương quan bậc hai trong sai số sai phân. Hai kiểm định Sargan và Hansen có p-value lần lượt là 0,183 và 0,599, do đó không bác bỏ tính hợp lệ chung của bộ công cụ. Mô hình sử dụng 52 công cụ cho 484 nhóm doanh nghiệp, số lượng công cụ được duy trì ở mức phù hợp. Sau khi kiểm soát đồng thời ba kênh, kết quả cụ thể như sau:

Đối với CRA, hệ số -0,533 và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,015). So với mô hình riêng, hệ số này vẫn giữ dấu âm và tăng nhẹ về độ lớn tuyệt đối từ -0,494 lên -0,533. Kết quả này phù hợp với Lim & cộng sự (2013), khi các tác giả cho rằng việc thu hẹp tài sản có thể làm suy giảm cơ sở tạo giá trị của doanh nghiệp do làm mất các nguồn lực chiến lược phục vụ quá trình tạo lợi nhuận trong tương lai. Denis & Kruse (2000) cho thấy tái cấu trúc tài sản thường đi kèm với các nỗ lực tái tổ chức doanh nghiệp và hiệu quả phục hồi không đồng nhất giữa các doanh nghiệp. Theo quan điểm RBV, tài sản là nguồn lực quan trọng tạo ra lợi thế cạnh tranh nên việc cắt giảm quá mức có thể làm giảm hiệu quả hoạt động (Barney, 1991; Cascio & cộng sự, 2021). Đồng thời, ROT cho rằng tài sản hiện hữu còn mang lại các cơ hội đầu tư và mở rộng trong tương lai, do đó việc thoái giảm tài sản có thể làm mất các quyền chọn chiến lược này (Bloom, 2009; Campello & cộng sự, 2024). Kết quả cũng khác với Forcadell & cộng sự (2025), cho thấy tái cấu trúc tài sản có thể cải thiện ROA trong bối cảnh doanh nghiệp quốc tế hóa, hàm ý rằng tác động của CRA phụ thuộc đáng kể vào điều kiện và bối cảnh hoạt động của doanh nghiệp.

Đối với CRD, hệ số dương 0,299 và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,020), cao hơn và nhận diện rõ nét hơn đáng kể so với mô hình riêng. Kết quả cho hàm ý về lợi ích của giảm nợ trở nên rõ hơn khi đã tách ảnh hưởng của thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí và ủng hộ H_2. Lý do có thể đến từ tác động tích cực của việc giảm áp lực tài chính bị che lấp bởi những điều chỉnh nguồn lực bất lợi diễn ra đồng thời. Khi hai kênh còn lại được kiểm soát, CRD phản ánh rõ hơn phần biến thiên của ROA liên quan đến thay đổi mức độ giảm nợ. Kết quả nhất quán với Koh & cộng sự (2015) khi nghiên cứu cho thấy việc gia tăng nợ làm giảm khả năng phục hồi của doanh nghiệp gặp khó khăn tài chính. Điều này hàm ý rằng việc giảm gánh nặng nợ và áp lực tài chính có thể tạo điều kiện cải thiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Kết quả tương đồng với Denis & Kruse (2000), khi các tác giả cho rằng các hoạt động CR sau giai đoạn suy giảm hiệu quả có thể góp phần cải thiện hiệu quả hoạt động trong các năm tiếp theo. Mặc dù nghiên cứu của Denis & Kruse (2000) không tập trung trực tiếp vào giảm nợ, kết quả của họ vẫn ủng hộ quan điểm cho rằng các biện pháp tái cấu trúc nhằm cải thiện cấu trúc tài chính và hoạt động có thể nâng cao kết quả doanh nghiệp. Chiều tích cực của CRD gián tiếp ủng hộ quan điểm của Mansour & cộng sự (2022), khi nghiên cứu cho thấy cấu trúc vốn đóng vai trò quan trọng đối với hiệu quả doanh nghiệp và việc tối ưu hóa cấu trúc vốn có thể cải thiện kết quả hoạt động. Tuy nhiên, kết quả này không hoàn toàn phù hợp với Sudarsanam & Lai (2001), khi các tác giả nhận thấy các hoạt động tái cấu trúc nợ không làm gia tăng khả năng phục hồi của doanh nghiệp gặp khó khăn tài chính. Kết quả này cũng gián tiếp khác biệt với kết luận của Widiyastuti & cộng sự (2025) cho thấy tái cấu trúc nợ có tác động tiêu cực đến ROA trong các doanh nghiệp tại Indonesia. Sự khác biệt có thể xuất phát từ bối cảnh nghiên cứu, thước đo hiệu quả và đặc điểm mẫu nghiên cứu. Kết quả của luận án không hàm ý mọi hình thức giảm nợ đều cải thiện ROA. Chiều tích cực của CRD là bằng chứng ban đầu gợi mở sự cần thiết để thực hiện các kiểm định trực tiếp với các hình thức giảm nợ khác như: hoán đổi nợ thành vốn chủ sở hữu hoặc điều chỉnh kỳ hạn nợ, phát hành trái phiếu chuyển đổi.

Đối với CRC, hệ số mang dấu dương trong cả mô hình riêng và mô hình tổng hợp. Trong mô hình riêng, CRC có ý nghĩa thống kê cao (1%), trong khi ở mô hình tổng hợp hệ số tích cực giảm nhẹ (1,190) và có ý nghĩa ở mức 5% (p-value = 0,047). Như vậy, sau khi kiểm soát đồng thời 2 kênh tài sản và nợ, CRC giữ chiều tác động tích cực thống nhất đến ROA. Kết quả trong mô hình tổng hợp trái với kỳ vọng của H_3 và Lim & cộng sự (2013), nhưng phù hợp với dòng nghiên cứu của TTC cho rằng CRC có thể

cải thiện hiệu quả khi doanh nghiệp loại bỏ chi phí dư thừa và tăng hiệu suất hoạt động (Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992).

Trong cùng một mô hình tổng hợp, CRA có tác động âm (-0,533), trong khi CRD và CRC có tác động dương, lần lượt là 0,299 và 1,190. Kết quả này cho thấy ba chiến lược không phải những hình thức thay thế tương đương. CRA điều chỉnh nền tảng tài sản, CRD làm thay đổi nghĩa vụ tài chính, còn CRC tác động đến cách doanh nghiệp sử dụng nguồn lực hiện có. Bằng chứng của Cascio & cộng sự (2021) chỉ giới hạn ở tái cấu trúc lao động và tài sản, nhưng cho thấy việc phân biệt giữa điều chỉnh đơn lẻ và điều chỉnh kết hợp là cần thiết khi đánh giá hiệu quả. Ở góc độ rộng hơn, kết quả mô hình tổng hợp cho thấy việc xem xét đồng thời các kênh tái cấu trúc là cần thiết, bởi hệ số của từng chiến lược phản ánh tác động có điều kiện khi các kênh còn lại được giữ cố định. Koh & cộng sự (2015) cũng cho thấy doanh nghiệp gặp khó khăn thường triển khai nhiều biện pháp tái cấu trúc đồng thời và kết quả phục hồi có liên hệ với sự lựa chọn tổ hợp chiến lược. Tuy nhiên, kết quả của luận án cho thấy sự kết hợp này không mặc nhiên tạo ra hiệu ứng cộng hưởng. Vì thu hẹp tài sản vẫn gây bất lợi, giảm nợ và cắt giảm chi phí tạo lợi ích rõ hơn. Do đó, giá trị của CR không nằm ở số lượng biện pháp được triển khai, mà ở sự phù hợp và thứ tự phối hợp giữa chúng. Khác biệt giữa các hệ số gián tiếp ủng hộ lập luận của H_5, các chiến lược CR không tạo ra các tác động tương đương đối với HQHĐ. Trong mô hình tổng hợp, tác động dài hạn được tính bằng tỷ số giữa hệ số của biến giải thích và $1 - \beta_{L.ROA}$. Kết quả cho thấy tác động dài hạn của CRA lên ROA đạt khoảng -1,309 [-0,533/(1-0,593)], trong khi tác động dài hạn của CRD đạt 0,735 [0,299/(1-0,593)] và CRC là 2,924 [1,190/(1-0,593)]. Điều này hàm ý về ảnh hưởng của các quyết định CR không chỉ xuất hiện trong năm thực hiện mà còn có xu hướng tích lũy qua thời gian do tính dai dẳng của HQHĐ. Nhìn chung CRA làm suy giảm ROA trong dài hạn, CRD và CRC cải thiện ROA. Xét theo độ lớn hệ số dài hạn ước tính trong cùng mô hình tổng hợp, CRC có hệ số dương lớn nhất trong ba kênh. Kết quả đáng chú ý là UI_index đều có hệ số dương với mức ý nghĩa từ 1% -10%, phản ánh tác động có điều kiện trong các mô hình không có biến tương tác và ủng hộ giả thuyết H_{4b}. Vai trò điều tiết của bất định đối với từng chiến lược sẽ được đánh giá thông qua các mô hình tương tác và tác động cận biên.

Các biến kiểm soát sizeTA, DE, LevA, Liq, GSALE và lnAGE đều không có ý nghĩa thống kê, với p-value từ 0,261 đến 0,785. Điều này cho thấy sau khi tính động của ROA và ba kênh tái cấu trúc được kiểm soát đồng thời, chưa có bằng chứng rõ về tác động

riêng của các biến kiểm soát trong mô hình tổng hợp. Tuy nhiên, các biến này vẫn cần thiết để hạn chế sai lệch do bỏ sót. Nhìn chung, mô hình tổng hợp xác nhận tác động âm tương đối ổn định của CRA, làm rõ hơn tác động tích cực của CRD & CRC. Vì vậy, H_5 được ủng hộ, tác động của các chiến lược CR theo hướng phòng vệ đến HQHĐ không đồng nhất giữa các kênh. Kết quả này hàm ý doanh nghiệp Việt Nam không nên áp dụng tái cấu trúc như một gói biện pháp đồng nhất, mà cần phân biệt rõ tác động của từng quyết định và cách chúng tương tác trong cùng quá trình điều chỉnh.

4.3.5. Tổng hợp kết quả kiểm định nhóm giả thuyết về tác động trực tiếp

Kết quả tổng hợp tại bảng 4.11 cho thấy tác động trực tiếp của các chiến lược CR theo hướng phòng vệ không đồng nhất giữa các kênh. CRA duy trì hệ số âm và có ý nghĩa thống kê trong cả mô hình riêng (-0,494; p_value = 0,045) và mô hình tổng hợp (-0,533; p_value = 0,015), cho thấy H_1 được ủng hộ. Ngược lại, CRD mang dấu dương trong cả hai mô hình, nhưng chỉ có ý nghĩa thống kê trong mô hình tổng hợp (0,299; p_value = 0,020), cho thấy H_2 được chấp nhận và mối liên hệ tích cực giữa giảm nợ và ROA trở nên rõ hơn khi đồng thời kiểm soát thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí.
CRC mang hệ số dương trong mô hình riêng (2,532; p_value = 0,000) và mô hình tổng hợp (1,190; p_value = 0,047). H_3 không được ủng hộ. Đối với bất định ngành, UI_index mang cả dấu dương và có ý nghĩa thống kê từ 1% đến 10% và nghiêng về ủng hộ H_{4b}.

Nhìn chung, sự khác biệt về dấu, độ lớn và mức ý nghĩa thống kê giữa CRA, CRD và CRC cho thấy các kênh tái cấu trúc không tạo ra các tác động tương đương đối với ROA, qua đó cung cấp bằng chứng phù hợp với H_5. Kết quả này đồng thời tạo cơ sở cho phần tiếp theo của luận án kiểm tra liệu tác động của từng chiến lược có thay đổi giữa các trạng thái bất định ngành cao và thấp hay không.

Bảng 4.11: Bảng tổng hợp mức độ ủng hộ các giả thuyết H_1-H_5

Giả thuyết	Kết quả chính	Kết luận
H_1(-)	CRA có tác động âm và có ý nghĩa trong mô hình riêng(-0,494**) và mô hình tổng hợp (-0,533**).	Chấp nhận
H_2(+)	CRD đều dương trong mô hình riêng (0,064) và mô hình tổng hợp có ý nghĩa (0,299**)	Chấp nhận
H_3(-)	CRC đều dương trong mô hình riêng (2,532***) và mô hình tổng hợp (1,190**)	Bác bỏ
H_4	UI_index có ý nghĩa thống kê trong cả 4 mô hình	Chấp nhận
H_{4a}(-)	UI_index dương trong mô hình riêng CRA, CRD, CRC và mô hình tổng hợp, với mức ý nghĩa từ 1%, 5% và 10%.	Bác bỏ
H_{4b}(+)	UI_index dương trong mô hình riêng CRA, CRD, CRC và mô hình tổng hợp, với mức ý nghĩa từ 1%, 5% và 10%.	Chấp nhận
H_5	CRA, CRD và CRC khác nhau về dấu, độ lớn giữa mô hình riêng và mô hình tổng hợp.	Chấp nhận

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

4.4. Khác biệt trong tác động của tái cấu trúc giữa trạng thái bất định ngành cao và thấp

Để xem xét liệu tác động của các chiến lược tái cấu trúc có thay đổi theo trạng thái của môi trường ngành, luận án thực hiện phân tích mẫu con dựa trên trung vị của chỉ số bất định ngành trong toàn bộ mẫu nghiên cứu. Giá trị trung vị của UI_index được sử dụng làm điểm cắt, nhóm bất định ngành cao (UI_high) bao gồm các quan sát có UI_index lớn hơn trung vị, những quan sát có giá trị bằng hoặc thấp hơn trung vị được xếp vào nhóm bất định ngành thấp (UI_low). Việc sử dụng một điểm cắt chung cho toàn bộ giai đoạn có ưu điểm là giúp duy trì cùng một chuẩn phân loại giữa các năm, cho phép so sánh các doanh nghiệp-năm theo mức bất định tương đối trong toàn mẫu. Trung vị được lựa chọn thay cho giá trị trung bình vì UI_index có phân phối lệch phải, ít bị chi phối hơn bởi các giá trị có đuôi dài trong phân phối mẫu.

Tuy nhiên, phương pháp này cũng có hạn chế đó là, việc phân đôi một biến liên tục tại trung vị có thể làm mất thông tin về cường độ bất định và làm giảm công suất thống kê, đặc biệt đối với các quan sát nằm gần điểm cắt (MacCallum & cộng sự, 2002). Vì vậy, kết quả hồi quy theo hai nhóm được sử dụng để phân tích dị biệt bổ sung nhằm nhận diện sự khác nhau về dấu, độ lớn và mức ý nghĩa của các hệ số giữa hai trạng thái môi trường ngành.

4.4.1. Kết quả hồi quy trong nhóm bất định ngành thấp

Bảng 4.12 trình bày kết quả ước lượng SGMM đối với các quan sát doanh nghiệp-năm thuộc trạng thái bất định ngành thấp. Khái niệm "bất định thấp" được hiểu theo nghĩa tương đối trong mẫu dữ liệu nghiên cứu của luận án. Việc tách mẫu theo trạng thái bất định nhằm đánh giá H_6: Tác động của các chiến lược tái cấu trúc đến HQHĐ có sự khác biệt giữa trạng thái bất định ngành cao và trạng thái bất định ngành thấp.

Bảng 4.12: Kết quả ước lượng SGMM trong trạng thái bất định ngành thấp

Biến	CRA	CRD	CRC	Tổng hợp 3 kênh
	UI_low	UI_low	UI_low	UI_low
L.ROA	0,479*** (0,000)	0,569*** (0,000)	0,541*** (0,000)	0,293*** (0,000)
CRA	-0,423* (0,099)			-1,609*** (0,000)
CRD		0,010 (0,980)		1,363*** (0,000)
CRC			1,171 (0,403)	0,037 (0,958)
SizeTA	-0,012 (0,210)	0,003 (0,693)	-0,006 (0,424)	-0,004 (0,684)
DE	-0,011 (0,456)	0,004 (0,324)	-0,016 (0,160)	-0,003 (0,226)
LevA	0,097 (0,507)	-0,083 (0,705)	0,189* (0,099)	-0,136** (0,018)
Liq	0,002 (0,449)	-0,002 (0,945)	0,009** (0,030)	-0,004 (0,193)
GSALE	0,011 (0,304)	0,001 (0,969)	0,029** (0,048)	0,012 (0,447)
lnAGE	-0,004 (0,196)	-0,005 (0,393)	-0,003 (0,479)	0,000 (0,961)
Year FE	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	3.251	3.251	3.251	3.251
Số nhóm	468	468	468	468
Số công cụ	34	35	34	40
AR(1)	0,000	0,003	0,002	0,002
AR(2)	0,889	0,241	0,522	0,609
Sargan test	0,582	0,043	0,021	0,169
Hansen test	0,604	0,843	0,817	0,643

*Ghi chú: ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*
(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Trong trạng thái bất định ngành thấp, các mô hình riêng lẻ ngoài CRA có tác động âm yếu (α =10%), còn lại đều không ghi nhận tác động có ý nghĩa thống kê của CRD và CRC đối với ROA. Kết quả này hàm ý về việc điều chỉnh riêng biệt một khía cạnh của hoạt động doanh nghiệp chưa đủ tạo ra sự thay đổi đáng kể về HQHĐ. Điều này gợi ý việc đánh giá từng hành động riêng lẻ có thể chưa phản ánh đầy đủ quá trình tái cấu trúc, vốn thường bao gồm nhiều biện pháp tài sản, hoạt động và tài chính được triển khai đồng thời trong quá trình khó khăn và phục hồi (Koh & cộng sự, 2015). Đồng thời, kết quả cũng nhất quán với lập luận của Lim & cộng sự (2013) về hiệu quả của các biện

pháp cắt giảm phụ thuộc đáng kể vào bối cảnh thực hiện, đặc điểm nguồn lực bị điều chỉnh và khả năng kết hợp với các quyết định chiến lược khác. Tuy nhiên, khi ba kênh tái cấu trúc được kiểm soát đồng thời vào mô hình, kết quả cho thấy CRA có hệ số âm và CRD có hệ số dương với mức ý nghĩa thống kê cao (α =1%), trong khi CRC không có ý nghĩa. Sự thay đổi này cho thấy các quyết định tái cấu trúc có thể tồn tại quan hệ phụ thuộc lẫn nhau. Khi chỉ xem xét từng chiến lược riêng biệt, tác động của một biện pháp có thể bị che khuất bởi các điều chỉnh đồng thời trong cấu trúc tài sản, nợ và chi phí. Kết quả phù hợp với quan điểm của Lý thuyết COT (Lawrence & cộng sự, 1967), theo đó hiệu quả của một quyết định quản trị không thể được đánh giá tách rời khỏi cấu hình tổng thể của doanh nghiệp và điều kiện môi trường mà doanh nghiệp đang đối mặt. Đối với CRA, hệ số âm trong mô hình tổng hợp cho thấy mức độ thu hẹp tài sản lớn hơn gắn với ROA thấp hơn trong nhóm doanh nghiệp hoạt động dưới trạng thái bất định ngành thấp. Kết quả là tương đồng với Denis & Kruse (2000), cho rằng việc thanh lý hoặc thu hẹp tài sản thường xuất hiện sau giai đoạn suy giảm hiệu quả và không phải lúc nào cũng dẫn đến phục hồi hoạt động. Dưới góc nhìn RBV (Barney, 1991; Teece & cộng sự, 1997; Wernerfelt, 1984), khả năng là một phần tài sản được loại bỏ có thể chứa đựng các nguồn lực hoặc năng lực tạo ra giá trị trong dài hạn, khiến HQHĐ ngắn hạn bị ảnh hưởng. Tuy nhiên, kết quả hiện tại không đồng nghĩa với việc thu hẹp tài sản luôn gây bất lợi. Một số nghiên cứu khác như Morrow & cộng sự (2004), Bergh (1998) cho thấy tái cấu trúc tài sản có thể cải thiện hiệu quả khi doanh nghiệp loại bỏ các tài sản kém hiệu quả hoặc hoạt động trong môi trường có điều kiện tăng trưởng thuận lợi hơn. Do đó, bằng chứng hiện tại có thể được xem là mối liên hệ âm trong bối cảnh, phạm vi nghiên cứu cụ thể của một thị trường chứ không phải là bằng chứng cho một tác động tiêu cực mang tính phổ biến. Ngược lại, CRD có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê trong mô hình tổng hợp, cho thấy việc giảm nợ có liên hệ với ROA cao hơn trong điều kiện bất định ngành thấp. Kết quả này phù hợp với lập luận của Palacín-Sánchez & cộng sự (2023) và một phần phù hợp với Koh & cộng sự (2015), khi việc giảm gánh nặng nợ có thể giúp doanh nghiệp giảm áp lực tài chính và cải thiện tính linh hoạt trong phân bổ nguồn lực. Dưới góc độ TRT, trong môi trường ngành tương đối ổn định, dòng tiền và nhu cầu vốn có thể dễ dự báo hơn, giúp doanh nghiệp giảm nợ mà ít phải đánh đổi khả năng tài trợ cho các nhu cầu phòng vệ bất ngờ. Khi đó làm cho lợi ích của việc giảm nợ trở nên rõ ràng hơn (Staw & cộng sự, 1981).

Đối với CRC, hệ số không có ý nghĩa thống kê trong cả mô hình riêng và mô

hình tổng hợp cho thấy chưa có bằng chứng về tác động độc lập của cắt giảm chi phí lên ROA trong trạng thái bất định ngành thấp. Sự phụ thuộc vào loại chi phí và cơ chế tạo lợi nhuận từng được nhấn mạnh bởi Lim & cộng sự (2013), trong khi nghiên cứu của Guthrie & Datta (2008) cho thấy hậu quả của downsizing thay đổi theo điều kiện ngành. Vì vậy, việc CRC không có ý nghĩa thống kê có thể phản ánh sự tồn tại đồng thời của cả tác động tích cực và tiêu cực, khiến ảnh hưởng ròng chưa đủ mạnh để thể hiện trên ROA. Theo ROT (Bloom, 2009; Campello & cộng sự, 2024), khi môi trường tương đối ổn định và tương lai dễ dự báo hơn, doanh nghiệp có thể đánh giá chính xác hơn chi phí và lợi ích của các quyết định điều chỉnh tài sản và cấu trúc vốn.

Tóm lại, trong trạng thái bất định ngành thấp, các mô hình riêng chỉ CRA có tác động tiêu cực nhẹ, chưa cung cấp bằng chứng về tác động của CRD và CRC. Khi ba kênh được kiểm soát đồng thời, CRA có tác động âm mạnh (-1,690; p_value = 0,000), CRD có tác động dương mạnh (1,363; p_value = 0,000), còn CRC không có ý nghĩa (0,037; p_value = 0,958). Kết quả củng cố quan điểm, tái cấu trúc cần được đánh giá như một chiến lược điều chỉnh hơn là tập hợp các hành động hoàn toàn độc lập. Điều này cũng tạo cơ sở cho việc đối chiếu với nhóm bất định ngành cao ở phần tiếp theo.

4.4.2. Kết quả hồi quy trong nhóm bất định ngành cao

Bảng 4.13: Bảng kết quả hồi quy nhóm bất định ngành cao

Biến	CRA	CRD	CRC	Tổng hợp 3 kênh
	UI_high	UI_high	UI_high	UI_high
L.ROA	0,346*** (0,001)	0,300*** (0,001)	0,279*** (0,011)	0,338*** (0,001)
CRA	-0,166 (0,263)			-0,041 (0,870)
CRD		0,092* (0,061)		0,105 (0,271)
CRC			0,002 (0,999)	0,167 (0,788)
SizeTA	-0,001 (0,868)	0,000 (0,988)	-0,002 (0,623)	-0,003 (0,538)
DE	-0,000 (0,986)	0,012*** (0,000)	0,002 (0,513)	0,001 (0,668)

LevA	-0,029 (0,671)	-0,104** (0,029)	-0,037 (0,406)	-0,003 (0,942)
Liq	-0,002 (0,288)	0,010* (0,082)	0,003 (0,268)	0,004 (0,143)
GSALE	0,010 (0,401)	-0,012* (0,113)	-0,002 (0,851)	0,010* (0,106)
lnAGE	-0,001 (0,657)	-0,005 (0,123)	-0,005 (0,158)	-0,001 (0,722)
Year FE	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	3.125	3.125	3.125	3.125
Số nhóm	479	479	479	479
Số công cụ	34	36	39	48
AR(1)	0,002	0,011	0,017	0,001
AR(2)	0,376	0,735	0,728	0,566
Sargan test	0,764	0,718	0,494	0,516
Hansen test	0,862	0,417	0,205	0,688

*Ghi chú: ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*
(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Bảng 4.13 trình bày kết quả ước lượng SGMM đối với nhóm doanh nghiệp hoạt động trong trạng thái bất định ngành cao. Trong các mô hình riêng lẻ, CRD cho thấy tác động có ý nghĩa thống kê đến ROA ở mức 10%. Tuy nhiên, khi cả ba kênh được đưa đồng thời vào mô hình tổng hợp, tác động này gần như không được nhận diện, mặc dù hệ số của CRD và CRC vẫn có xu hướng tăng nhẹ. Dưới góc nhìn ROT, bất định cao có thể làm gia tăng giá trị chờ đợi và khiến doanh nghiệp trì hoãn những điều chỉnh khó đảo ngược, qua đó làm cho mối liên hệ giữa hiệu quả quá khứ và hiện tại có thể trở nên nhạy hơn với các cú sốc và quyết định mới (Bloom, 2009; Campello & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, kết quả của luận án chưa trực tiếp kiểm định cơ chế này.

Hệ số CRA vẫn âm tuy không có mức ý nghĩa về mặt thống kê, nhưng vẫn cho thấy thu hẹp tài sản có tương quan âm với ROA trong điều kiện bất định ngành cao. Khi ba chiến lược tái cấu trúc được xem xét đồng thời, hệ số CRA vẫn có xu hướng giảm tiêu cực (còn -0,041). Theo RBV, tài sản không chỉ là nguồn lực vật chất mà còn chứa đựng các năng lực tạo giá trị khó thay thế. Do đó việc loại bỏ tài sản trong môi trường

bất định có thể làm suy giảm khả năng thích ứng và tận dụng cơ hội mới phát sinh Barney (1991). Trong điều kiện ngành biến động mạnh, doanh nghiệp thường cần duy trì sự linh hoạt về nguồn lực để phản ứng với các cú sốc thị trường. Việc thu hẹp tài sản quá mức có thể làm giảm khả năng đó. Kết quả này tương đồng với Denis & Kruse (2000), ghi nhận tái cấu trúc tài sản là một phản ứng quan trọng sau suy giảm hiệu quả, cho thấy bản thân quyết định thu hẹp thường gắn với tình trạng khó khăn trước đó. Đồng thời, nghiên cứu của Campello & cộng sự (2024) cho thấy bất định gia tăng khiến doanh nghiệp thận trọng hơn trong việc điều chỉnh quy mô đầu tư và tài sản do rủi ro bỏ lỡ cơ hội tương lai. Kết quả cũng phù hợp với kết luận của Bergh (1998), hiệu quả của tái cấu trúc tài sản phụ thuộc mạnh vào bối cảnh chiến lược và mức độ bất định của thị trường sản phẩm. Do đó, bằng chứng hiện tại chưa đủ để kết luận về việc thu hẹp tài sản luôn gây bất lợi trong môi trường bất định cao.

Trong mô hình CRD riêng, giảm nợ có hệ số dương 0,092 và có ý nghĩa ở mức 10% (p_value = 0,061). Kết quả này gợi ý, doanh nghiệp giảm nghĩa vụ nợ có xu hướng đạt ROA cao hơn trong điều kiện bất định ngành cao. Tuy nhiên, tác động này biến mất hoàn toàn trong mô hình tổng hợp (0,105; p_value = 0,271). Kết quả là phù hợp với Sudarsanam & Lai (2001). Nhóm tác giả cho thấy doanh nghiệp phục hồi và không phục hồi áp dụng những nhóm chiến lược khá giống nhau, tái cấu trúc nợ của nhóm doanh nghiệp không phục hồi cho thấy không hiệu quả, và giảm nợ có thể chỉ hỗ trợ tồn tại chứ chưa đủ tạo phục hồi. Việc CRD không còn ý nghĩa trong mô hình tổng hợp hàm ý lợi ích của giảm nợ có thể phụ thuộc vào những điều chỉnh đồng thời về tài sản và hoạt động. Nói cách khác, giảm nợ có thể là điều kiện hỗ trợ doanh nghiệp thích ứng với môi trường bất định, nhưng chưa phải là yếu tố quyết định HQHĐ nếu không kiểm soát bối cảnh bất định môi trường ngành hoặc các chiến lược tái cấu trúc khác.

Với CRC đều không có ý nghĩa thống kê, điều này hàm ý cho thấy trong bối cảnh bất định cao, chiến lược cắt giảm chi phí khó được nhận diện hiệu quả rõ. Theo Lý thuyết COT, không tồn tại một chiến lược tái cấu trúc tối ưu cho mọi bối cảnh, hiệu quả của mỗi biện pháp phụ thuộc vào mức độ phù hợp với điều kiện môi trường bên ngoài. Khi mức bất định gia tăng, kết quả của các quyết định điều chỉnh tài sản, nợ và chi phí trở nên khó dự báo hơn, đồng thời chịu ảnh hưởng lớn hơn từ các yếu tố bổ sung như khả năng quản trị, vị thế cạnh tranh và cấu hình nguồn lực của doanh nghiệp (Donaldson, 2001). Kết quả này cũng tương đồng với nhiều nghiên cứu trước (Baruník & cộng sự, 2024; Bergh, 1998; Bloom, 2009; Drnevich & West, 2023), bất định môi trường có thể

làm thay đổi hoặc làm suy yếu các mối quan hệ thông thường giữa quyết định chiến lược và HQHĐ.

Một phát hiện đáng chú ý đó là cả CRA, CRD và CRC đều mất ý nghĩa trong mô hình tổng hợp. Kết quả là khác biệt đáng kể so với nhóm bất định ngành thấp (CRA và CRD vẫn duy trì ý nghĩa thống kê mạnh). Khác biệt mô tả giữa hai nhóm gợi ý rằng tác động của tái cấu trúc có thể không đồng nhất theo trạng thái bất định ngành. Tuy nhiên, việc tách mẫu cao-thấp chỉ cho thấy tính không đồng nhất theo trạng thái. Những khác biệt này cung cấp cơ sở cho thấy bất định ngành có thể đóng vai trò điều tiết đối với mối quan hệ giữa tái cấu trúc và HQHĐ.

4.4.3. Kết luận kiểm định giả thuyết về khác biệt theo trạng thái bất định ngành

Bảng 4.14: Bảng tổng hợp giả thuyết H_6

Kênh	Bất định thấp	Bất định cao	Nhận xét
CRA - mô hình riêng	-0,423* (0,099)	-0,166 (0,263)	thu hẹp tài sản chưa đạt được lợi ích trong trạng thái UI thấp
CRA - mô hình tổng hợp	-1,690*** (0,000)	-0,041 (0,870)	thu hẹp tài sản chưa đạt được lợi ích trong trạng thái UI thấp
CRD - mô hình riêng	0,010 (0,980)	0,092* (0,061)	trong trạng thái bất định ngành cao, lợi ích giảm nợ tốt hơn trạng thái UI thấp
CRD - mô hình tổng hợp	1,363 *** (0,000)	0,105 (0,271)	Lợi ích giảm nợ chỉ rõ trong trạng thái UI thấp và kết hợp đồng thời với tái cấu trúc tài sản và chi phí
CRC - mô hình riêng	1,171 (0,403)	0,002 (0,999)	Không có bằng chứng rõ ở cả hai trạng thái
CRC - mô hình tổng hợp	0,037 (0,958)	0,167 (0,788)	Không có bằng chứng rõ ở cả hai trạng thái

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Kết quả đối chiếu các kênh riêng lẻ cho thấy tác động của các chiến lược CR không biểu hiện đồng nhất giữa trạng thái bất định ngành thấp và cao. Dấu, độ lớn và mức ý nghĩa của CRA, CRD, CRC khác nhau giữa UI thấp và UI cao, khác biệt rõ nhất ở mô hình tổng hợp đối với CRA và CRD. Trong các mô hình riêng, CRA chỉ có ý nghĩa trong nhóm bất định thấp (p_value = 0,099), trong khi CRD có dấu hiệu tích cực nhẹ đến ROA trong môi trường bất định cao (p_value = 0,061). Hàm ý trong môi trường bất định

ngành cao sẽ khó dự báo, hiệu quả của các hành động tái cấu trúc riêng lẻ như thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí khó nhận diện. Trong nhóm bất định thấp, CRA có tác động âm mạnh (-1,690; p_value = 0,000) và CRD có tác động dương khá mạnh (1,363; p_value = 0,000), trong khi CRC không có ý nghĩa. Trong nhóm bất định cao, cả CRA, CRD và CRC đều không có ý nghĩa. Kết quả cho thấy tác động riêng phần của thu hẹp tài sản và giảm nợ được nhận diện rõ ràng hơn trong môi trường tương đối ổn định khi các quyết định tái cấu trúc được xem xét đồng thời.

Tóm lại, khi bất định gia tăng, hiệu quả của tái cấu trúc trở nên khó nhận diện hơn và không còn duy trì ý nghĩa thống kê kể cả việc kết hợp đa kênh tái cấu trúc. Nhìn chung, sự khác biệt về dấu, độ lớn và mức ý nghĩa giữa hai nhóm cung cấp bằng chứng ủng hộ H_6, tác động của tái cấu trúc đến HQHĐ không đồng nhất giữa trạng thái bất định ngành cao và thấp.

4.5. Vai trò điều tiết của bất định ngành

Luận án mở rộng phân tích tác động trực tiếp bằng cách kiểm định mô hình II, xem liệu bất định ngành có làm thay đổi chiều hướng và cường độ tác động của các chiến lược thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí đến HQHĐ hay không. Về lý thuyết, hiệu quả của tái cấu trúc không chỉ phụ thuộc vào bản thân biện pháp được lựa chọn mà còn phụ thuộc vào mức độ biến động, khả năng dự báo và chi phí đảo ngược quyết định trong môi trường ngành. Theo ROT, khi bất định gia tăng, doanh nghiệp có thể trì hoãn những điều chỉnh khó đảo ngược để bảo toàn quyền lựa chọn, đồng thời, áp lực thích ứng cũng có thể thúc đẩy rà soát và tái phân bổ nguồn lực mạnh hơn (Bergh, 1998; Bloom, 2009). Vì vậy, bất định ngành có thể khuếch đại, làm suy yếu hoặc thậm chí làm thay đổi dấu tác động của từng kênh tái cấu trúc, thay vì tạo ra một cơ chế điều tiết đồng nhất. Theo cách tiếp cận của lý thuyết COT, ảnh hưởng của thu hẹp tài sản và chi phí phụ thuộc vào loại nguồn lực bị điều chỉnh, cơ chế tạo lợi nhuận và điều kiện môi trường mà doanh nghiệp đang đối mặt (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Để kiểm định cơ chế này, luận án lần lượt ước lượng các mô hình tương tác riêng lẻ: CRA×UI, CRD×UI, CRC×UI và mô hình tổng hợp cả 3 tương tác. Luận án phân tích và diễn giải kết quả dựa trên dấu và ý nghĩa của hệ số tương tác, đồng thời kết hợp phân tích tác động cận biên, ngưỡng đổi dấu và khoảng tin cậy trong miền quan sát của UI_index. Các kết quả này sẽ cho phép đánh giá các giả thuyết H_7, H_8, H_9, H_{10} và phân biệt rõ vai trò điều tiết của bất định giữa theo từng chiến lược tái cấu trúc.

Bảng 4.15: Kết quả SGMM về vai trò điều tiết của bất định ngành đến ROA

Biến	Kỳ vọng	Mô hình CRAxUI	Mô hình CRDxUI	Mô hình CRCxUI	Mô hình tổng hợp
		(1)	(2)	(3)	(4)
L.ROA		0,5399*** (0,000)	0,673*** (0,000)	0,502*** (0,000)	0,513*** (0,000)
CRA	H_1(-)	-0,5770** (0,035)			-0,915*** (0,000)
CRD	H_2(+)		0,008 (0,967)		0,554** (0,028)
CRC	H_3(-)			1,662*** (0,005)	1,135** (0,022)
UI_index	H_{4a}(-); H_{4b}(+)	0,0181** (0,013)	0,016** (0,027)	0,015*** (0,007)	0,013 (0,158)
CRAxUI	H_7 (-)	-0,0367* (0,073)			0,089** (0,012)
CRDxUI	H_8 (-)		-0,036* (0,073)		-0,101*** (0,004)
CRCxUI	H_9 (+)			0,025** (0,019)	0,030** (0,026)
SizeTA	-/+	0,0044 (0,538)	0,013 (0,201)	0,007 (0,278)	-0,002 (0,836)
DE	-	-0,0072 (0,315)	-0,009 (0,346)	-0,006 (0,322)	-0,000 (0,966)
LevA	+/-	0,0982 (0,166)	0,094 (0,422)	0,013 (0,816)	-0,113 (0,113)
Liq	+	0,0016 (0,696)	0,006 (0,145)	0,003 (0,177)	-0,003 (0,343)
GSALE	+	-0,0077 (0,497)	-0,005 (0,687)	-0,001 (0,939)	0,011 (0,248)
lnAGE	+	-0,0006 (0,822)	-0,003 (0,327)	-0,006** (0,012)	-0,001 (0,683)
Year FE		Có	Có	Có	Có
Số quan sát		6.376	6.376	6.376	6.376
Số nhóm		484	484	484	484
Số công cụ		49	49	50	63
AR(1)		0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2)		0,479	0,314	0,878	0,743
Sargan test		0,936	0,838	0,841	0,885
Hansen test		0,624	0,881	0,740	0,515

*Ghi chú: ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. H_{10} được đánh giá thông qua sự khác biệt về chiều hướng và độ lớn của các hệ số tương tác CRA×UI, CRD×UI và CRC×UI, sự khác biệt giữa các hiệu ứng điều tiết được kiểm định bổ sung bằng Wald test.*

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

4.5.1. Vai trò điều tiết đối với chiến lược thu hẹp tài sản

Kết quả mô hình CRA×UI (bảng 4.15, cột 1) cho thấy hệ số của ROA trễ đạt 0,5399 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), tiếp tục xác nhận tính dai dẳng của

HQHĐ. Về độ tin cậy của mô hình, kiểm định AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), trong khi AR(2) không có ý nghĩa (p_value = 0,479), phù hợp với yêu cầu không tồn tại tự tương quan bậc hai trong sai số sai phân. Kiểm định Sargan (p_value = 0,936) và Hansen (p_value = 0,624) đều không bác bỏ giả thuyết về tính hợp lệ chung của bộ công cụ. Mô hình sử dụng 49 công cụ cho 484 nhóm doanh nghiệp, cho thấy số lượng công cụ được duy trì thấp hơn số nhóm. Hệ số tác động của CRA là -0,5770 và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,035). Kết quả CRA cao hơn gắn với ROA thấp hơn. Phát hiện này tiếp tục nhất quán với kết quả của mô hình tác động trực tiếp (cột 1, bảng 4.10). CRA mang dấu âm, cho thấy tác động bất lợi của thu hẹp tài sản ổn định khi biến tương tác được bổ sung. Về cơ chế, thu hẹp tài sản có thể tạo thanh khoản và loại bỏ tài sản hoạt động kém, nhưng đồng thời có nguy cơ làm suy giảm nền tảng nguồn lực tạo doanh thu (Cascio & cộng sự, 2021; Lim & cộng sự, 2013; Vo & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, dấu của CRA trái với dòng nghiên cứu phục hồi truyền thống, việc bán hoặc thu hẹp tài sản có thể tạo dòng tiền, giảm áp lực tài chính và hỗ trợ phục hồi doanh nghiệp (Koh & cộng sự, 2015; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023; Robbins & Pearce, 1992). Nhóm tác giả Morrow & cộng sự (2004) thậm chí ghi nhận thu hẹp tài sản có tác động tích cực trong các ngành tăng trưởng và trưởng thành, trong khi Palacín-Sánchez & cộng sự (2023) cho thấy bán tài sản là một mắt xích quan trọng trong quá trình tái cấu trúc và xử lý khó khăn tài chính. CRA tiêu cực có thể phản ánh trường hợp doanh nghiệp phải thanh lý tài sản trong điều kiện thị trường bất lợi, khi tài sản có tính đặc thù cao hoặc thị trường bán lại kém thanh khoản, khiến giá bán thấp và đồng thời làm suy yếu năng lực tạo doanh thu. Cơ chế này phù hợp với Morrow & cộng sự (2004), khi thu hẹp tài sản được phát hiện làm giảm hiệu quả trong các ngành suy giảm do thị trường tài sản mỏng và giá trị tái triển khai thấp. Kết quả cũng tương đồng với nghiên cứu của Lim & cộng sự (2013) cho rằng đối với doanh nghiệp dựa nhiều vào khai thác tài sản để tạo lợi nhuận, thu hẹp tài sản có thể làm xói mòn quy mô kinh tế và nền tảng lợi thế cạnh tranh. Trong dòng nghiên cứu về CR tại Việt Nam, chiều tác động của kênh tái cấu trúc tài sản nhất quán với một số các nghiên cứu trước (Vo & cộng sự, 2024; Võ Thể Anh & cộng sự, 2024). Hàm ý việc thu hẹp tài sản diễn ra chủ yếu như một phản ứng phòng vệ trước áp lực tài chính hơn là một quyết định tái phân bổ tài sản chủ động. Khi doanh nghiệp phải bán tài sản trong điều kiện bất định cao và thị trường tài sản kém thanh khoản, phần lợi ích dòng tiền ngắn hạn có thể không bù được tổn thất về năng lực tạo doanh thu trong tương lai.

Hệ số của UI_index đạt 0,0181 và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,013). Trong

mô hình tương tác, hệ số này chỉ phản ánh tác động của bất định ngành đến ROA khi CRA bằng 0 (tức tại các quan sát không thực hiện thu hẹp tài sản). Do đó, luận án không xem hệ số UI_index như tác động bình quân của bất định đối với toàn bộ doanh nghiệp. Dấu dương cho thấy trong trường hợp doanh nghiệp không thu hẹp tài sản, bất định ngành có thể tạo áp lực rà soát hoạt động, tăng kỷ luật sử dụng nguồn lực hoặc phân biệt các doanh nghiệp có năng lực thích ứng tốt hơn. Kết quả này không hoàn toàn phù hợp với cơ chế "chờ đợi" của Bloom (2009), bất định cao làm doanh nghiệp tạm hoãn đầu tư và tuyển dụng, làm chậm quá trình tái phân bổ nguồn lực. Sự khác biệt cho thấy tác động trực tiếp của bất định có thể phụ thuộc vào chiến lược phản ứng của doanh nghiệp. Trọng tâm của mô hình là hệ số tương tác CRA×UI bằng -0,0367, có ý nghĩa ở mức 10% (p_value = 0,073). Dấu âm cho hàm ý, bất định ngành có xu hướng làm tác động bất lợi của thu hẹp tài sản mạnh hơn. Để đánh giá ý nghĩa về mặt kinh tế của hiệu ứng điều tiết, tác động của thu hẹp tài sản đến ROA trong mô hình tương tác được xác định bởi công thức:

$$\frac{\partial \mathrm{ROA}}{\partial \mathrm{CRA}} = -0{,}577 - 0{,}0367\mathrm{UI_index}\,.$$

Hệ số CRA bằng -0,577 (p_value = 0,035) cho thấy tại mức tham chiếu UI_index = 0, thu hẹp tài sản có tác động tiêu cực đến ROA. UI_index cứ tăng một đơn vị, tác động cận biên của CRA lên ROA giảm thêm 0,0367 đơn vị. Do cả hệ số CRA và hệ số tương tác đều mang dấu âm, đã cung cấp bằng chứng về việc bất định ngành có xu hướng khuếch đại tác động bất lợi của thu hẹp tài sản. Qua đó cung cấp bằng chứng ban đầu ủng hộ H_7. Ngưỡng ước lượng điểm được xác định tại đó điểm sẽ làm cho tác động của CRD chuyển từ âm sang dương: $\mathrm{UI_index} = -\frac{\beta_{\mathrm{CRA}}}{\beta_{\mathrm{CRAxUI}}} = -\frac{0{,}577}{-0{,}0367} = 15{,}72$

Đối chiếu với miền quan sát của UI_index [-0,549; 17,301] tại bảng 4.5 (mục 4.1.3) cho thấy, trong mô hình CRA×UI riêng, ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên được ước lượng tại UI_index= -15,72, nằm ngoài miền quan sát của UI_index. Như vậy, trong toàn bộ phạm vi bất định ngành được quan sát trong mẫu, tác động cận biên của CRA lên ROA không đổi dấu mà duy trì theo chiều âm. Khi bất định ngành gia tăng, tác động bất lợi của thu hẹp tài sản đến ROA trở nên mạnh hơn. Tuy nhiên, mức ý nghĩa thống kê của biến tương tác còn tương đối yếu, vì vậy quy mô và ý nghĩa của tác động cận biên tại các mức bất định đại diện sẽ được đánh giá tại mục 4.5.6.

Từ góc nhìn COT, kết quả của luận án cũng bổ sung vào chuỗi các nghiên cứu

trước về việc tác động của thu hẹp tài sản thay đổi theo giai đoạn phát triển và đặc điểm cạnh tranh của ngành. Ví dụ như nghiên cứu của Morrow & cộng sự (2004) với nhóm ngành suy thoái hoặc nghiên cứu của Cascio & cộng sự (2021).

Đối với nhóm biến kiểm soát, sizeTA, DE, LevA, Liq, GSALE và lnAGE đều không có ý nghĩa thống kê, với p-value lần lượt là 0,538; 0,315; 0,166; 0,696; 0,497; 0,822. Như vậy, chưa có bằng chứng rõ về tác động riêng của các đặc điểm về qui mô, cấu trúc vốn, thanh khoản, tăng trưởng doanh thu và tuổi doanh nghiệp sau khi đã kiểm soát tính động của ROA, CRA, UI_index, biến tương tác và hiệu ứng năm. Tuy nhiên, thiếu ý nghĩa thống kê không đồng nghĩa các biến kiểm soát không có vai trò kinh tế. Các biến này vẫn đóng vai trò trong việc hạn chế sai lệch do bỏ sót và tách riêng tác động của các biến nghiên cứu độc lập.

Nhìn chung, mô hình CRA×UI cho thấy thu hẹp tài sản có tác động âm đến ROA, hệ số tương tác âm hàm ý tác động bất lợi này có xu hướng mạnh hơn khi bất định ngành gia tăng. Kết quả cung cấp bằng chứng ủng hộ H_7 trong mô hình tương tác riêng, mặc dù mức ý nghĩa 10% không quá mạnh. Độ ổn định của cơ chế điều tiết sẽ tiếp tục được đánh giá trong mô hình tổng hợp ba biến tương tác và thông qua phân tích tác động cận biên trong miền quan sát của UI_index.

4.5.2. Vai trò điều tiết đối với chiến lược điều chỉnh giảm nợ

Kết quả mô hình CRD×UI (bảng 4.15, cột 2) cho thấy hệ số của ROA trễ đạt 0,673 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), phản ánh tính dai dẳng tương đối mạnh của HQHĐ. Các kiểm định nhìn chung đáp ứng yêu cầu của SGMM: AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), trong khi AR(2) không có ý nghĩa (p_value = 0,314); kiểm định Sargan (p_value = 0,838) và Hansen (p_value = 0,881) đều không bác bỏ tính hợp lệ chung của bộ công cụ. Mô hình sử dụng 49 công cụ cho 484 nhóm doanh nghiệp, do đó số công cụ được duy trì thấp hơn đáng kể số nhóm. Hệ số CRD rất nhỏ (0,008) và không có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,967). Trong mô hình tương tác, hệ số này phản ánh tác động của CRD lên ROA tại mức tham chiếu UI_index=0. Vì vậy, chưa có bằng chứng thống kê để bác bỏ chiến lược giảm nợ sẽ làm tăng ROA. Về lý thuyết, giảm nợ có thể tạo ra hai cơ chế trái chiều. Một mặt, tái cấu trúc tài chính nhằm giảm áp lực trả lãi và nợ gốc, cải thiện dòng tiền và hạn chế nguy cơ kiệt quệ tài chính. Sudarsanam & Lai (2001) xem tái cấu trúc tài chính là việc điều chỉnh cấu trúc vốn để giảm sức ép từ nghĩa vụ nợ, nghiên cứu của họ cũng cho thấy tái cấu trúc nợ có thể chỉ hỗ trợ sự tồn tại

và chưa phải điều kiện đủ để doanh nghiệp phục hồi. Koh & cộng sự (2015) tương tự phân biệt nhiều hình thức tái cấu trúc tài chính và ghi nhận việc phát hành thêm nợ có quan hệ bất lợi với khả năng phục hồi, trong khi hiệu quả của chiến lược còn phụ thuộc vào giai đoạn vòng đời và tổ hợp hành động mà doanh nghiệp lựa chọn. Mặt khác, giảm nợ quá mạnh có thể thu hẹp khả năng tiếp cận nguồn vốn cần thiết cho vốn lưu động, đầu tư thích ứng hoặc khai thác cơ hội kinh doanh. Các nghiên cứu về điều chỉnh cấu trúc vốn cho thấy doanh nghiệp không lập tức dịch chuyển đến một mức đòn bẩy mục tiêu, mà điều chỉnh từng phần do tồn tại chi phí giao dịch và chi phí tái cân bằng vốn (Flannery & Rangan, 2006; Leary & Roberts, 2005). Vì vậy, tác động của giảm nợ không phụ thuộc đơn thuần vào việc nợ giảm bao nhiêu, mà còn phụ thuộc thời điểm điều chỉnh, nhu cầu vốn và khả năng thay thế nợ bằng nguồn tài trợ khác.

UI_index có hệ số dương (0,016) và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,027), phản ánh tác động trực tiếp của bất định ngành lên ROA khi CRD = 0. Dấu dương cho thấy, bất định có thể thúc đẩy doanh nghiệp tăng tính linh hoạt và kỷ luật phân bổ nguồn lực. Kết quả UI tương đồng với bất định công nghệ trong các nghiên cứu của Dinh & cộng sự (2025); Drnevich & West (2023), bất định công nghệ có thể cải thiện hiệu quả nếu doanh nghiệp đủ khả năng thích ứng và khai thác cơ hội. Shatem & Abou-Moghli (2024) cũng ghi nhận tác động tích cực của bất định môi trường lên thực thi chiến lược. Tuy nhiên, bằng chứng không hoàn toàn đồng nhất với Campello & cộng sự (2024), bất định có thể làm chậm đầu tư và thoái vốn tài sản, còn Koroma & Bein (2024) ghi nhận tác động tiêu cực lên khả năng sinh lợi. Điều này cho thấy tác động của bất định phụ thuộc vào loại bất định và năng lực thích ứng của doanh nghiệp. Lý thuyết ROT nhấn mạnh, bất định làm tăng giá trị chờ đợi và khiến doanh nghiệp trì hoãn các quyết định đầu tư hoặc điều chỉnh khó đảo ngược. Do đó, tác động của bất định phụ thuộc đáng kể vào khả năng tài chính và loại quyết định đang được xem xét (Bloom, 2009). Trọng tâm của mô hình là hệ số CRD×UI (-0,036), có ý nghĩa ở mức 10% (p_value = 0,073). Hệ số tương tác âm cho thấy khi UI_index tăng một đơn vị, tác động của CRD lên ROA giảm thêm 0,036 đơn vị. Nói cách khác, bất định ngành làm giảm tác động cận biên của chiến lược giảm nợ đối với ROA. Tuy nhiên, vì hệ số CRD tại UI=0 không có ý nghĩa, vì vậy chưa đủ cung cấp bằng chứng về việc bất định làm suy yếu tác động tích cực của CRD lên ROA. Bất định ngành có vai trò điều tiết âm, làm giảm tác động cận biên của CRD khi mức bất định tăng. Tác động biên của giảm nợ đến ROA được xác định theo công thức:

$$\frac{\partial \text{ROA}}{\partial \text{CRD}} = \beta_1 + \beta_3 \text{UI} = \ 0{,}008 \ - \ 0{,}036 \text{UI_index}$$

Ngưỡng ước lượng điểm được xác định tại đó điểm sẽ làm cho tác động của CRD chuyển từ âm sang dương: $\text{UI_index} \ = - \frac{\beta_{\text{CRD}}}{\beta_{\text{CRDxUI}}} \ = \ - \frac{0{,}008}{-0{,}036} \ = 0{,}22$

Đối chiếu với miền quan sát của UI_index [-0,549; 17,301] tại bảng 4.5 (mục 4.1.3), cho thấy, trong mô hình CRD×UI riêng, ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên được ước lượng tại điểm UI_index = 0,22, nằm trong miền quan sát của UI_index. Như vậy, trong toàn bộ miền quan sát của dữ liệu, tác động cận biên của CRD có điểm đổi dấu. Để xác định khoảng tin cậy của ngưỡng, luận án sẽ thực hiện kiểm định tác động biên tại các phân vị tại P25, P50 và P75 để xác định xem tác động cận biên có ý nghĩa thống kê ở những mức UI_index nào. Xét theo ước lượng điểm, tác động của CRD dương nhưng có điểm đổi dấu trong toàn bộ mẫu và có thể trở nên bất lợi hơn khi bất định ngành gia tăng. Kết quả cho thấy vai trò điều tiết âm của bất định ngành, nhưng chưa đủ để xác nhận H_8 về việc làm suy yếu tác động tích cực của giảm nợ (do hệ số CRD tại mức bất định tham chiếu không có ý nghĩa thống kê). Kết quả phù hợp với hàm ý kinh tế của Mansour & cộng sự (2022), khi nhóm tác giả chỉ ra cấu trúc vốn có vai trò quan trọng đối với hiệu quả doanh nghiệp. Trong bối cảnh áp lực nợ có thể ảnh hưởng đến HQHĐ, chiến lược giảm nợ có thể tạo lợi ích trong môi trường tương đối dự báo được, nhưng trở nên kém hiệu quả hơn khi doanh nghiệp phải duy trì nguồn lực để phản ứng với các trạng thái bất định môi trường ngành.

Đối với các biến kiểm soát trong mô hình riêng, sizeTA, DE, LevA, Liq, GSALE và lnAGE không có ý nghĩa thống kê. Do các biến này không phải trọng tâm giả thuyết, kết quả chủ yếu cho thấy mô hình đã kiểm soát sự khác biệt về quy mô, cấu trúc vốn, thanh khoản, tăng trưởng và tuổi doanh nghiệp.

4.5.3. Vai trò điều tiết đối với chiến lược cắt giảm chi phí

Mô hình CRC×UI (bảng 4.15, cột 3) được sử dụng để kiểm định H_9, theo đó bất định ngành làm suy yếu tác động tiêu cực của chiến lược cắt giảm chi phí đến HQHĐ. Kết quả ước lượng cho thấy hệ số ROA trễ đạt 0,502 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), phản ánh tính dai dẳng của HQHĐ. Các kiểm định cũng đáp ứng những điều kiện cơ bản của SGMM như: AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), trong khi AR(2) không có ý nghĩa (p_value = 0,878), kiểm định Sargan (p_value = 0,841) và Hansen (p_value = 0,740) không bác bỏ tính hợp lệ chung của bộ công cụ. Mô hình sử dụng 50

công cụ cho 484 nhóm doanh nghiệp, chưa cho thấy nguy cơ gia tăng công cụ quá mức. Trong mô hình tương tác riêng, CRC dương (1,662) và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,005), hệ số của CRC×UI phản ánh tác động của cắt giảm chi phí lên ROA tại mức tham chiếu UI_index = 0. Tại mức bất định tham chiếu, cắt giảm chi phí có tác động tích cực đến ROA. Phát hiện này phù hợp với dòng nghiên cứu về phục hồi hay phòng vệ của doanh nghiệp (Robbins & Pearce, 1992), việc cắt giảm hoặc thu hẹp có thể giúp doanh nghiệp ổn định hoạt động và cải thiện hiệu quả sử dụng nguồn lực. Ủng hộ quan điểm của Morrow & cộng sự (2004) về việc cắt giảm chi phí có thể cải thiện HQHĐ trong các ngành trưởng thành và suy giảm nhờ tăng hiệu quả và kiểm soát chi phí. Tuy nhiên, kết quả này không hoàn toàn thống nhất với Lim & cộng sự (2013), khi các tác giả cho rằng cắt giảm chi phí có thể làm suy giảm hiệu quả nếu việc cắt giảm xâm phạm các năng lực tạo giá trị mang tính tổ chức và khó phục hồi. Khác biệt này cho thấy tác động của CRC mang tính điều kiện, có thể phụ thuộc vào loại chi phí bị cắt, cơ chế tạo lợi nhuận và điều kiện bất định môi trường. Hệ số CRC dương chỉ phản ánh tác động tại mức bất định tham chiếu. Để kết luận bất định ngành khuyếch đại hay suy yếu tác động của CRC cần xem xét hệ số CRC×UI và tác động cận biên. Ở góc độ hành vi chi phí, kết quả được lý giải bổ sung bởi tính bất đối xứng của chi phí. Anderson & cộng sự (2003) cho thấy chi phí bán hàng và quản lý không điều chỉnh hoàn toàn tương ứng với biến động doanh thu, do nhà quản trị phải cân nhắc chi phí điều chỉnh khi giải thể và tái tạo nguồn lực. Banker & Byzalov (2014) tiếp tục nhấn mạnh rằng hành vi chi phí bất đối xứng phản ánh lựa chọn có chủ đích của nhà quản trị trước chi phí điều chỉnh và kỳ vọng về hoạt động tương lai, không đơn thuần là kém hiệu quả. Theo cách tiếp cận riêng một kênh này, có thể phản ánh trường hợp doanh nghiệp loại bỏ được phần chi phí dư thừa mà chưa làm suy giảm đáng kể các nguồn lực tạo giá trị. Tuy nhiên, lợi ích này không hoàn toàn duy trì ở mọi mức bất định, vì chi phí tái tạo nguồn lực có thể gia tăng khi môi trường bất định cao sẽ trở nên khó dự báo hơn.

Đối với biến UI_index có hệ số dương (0,015) và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,007), phản ánh tác động trực tiếp của bất định ngành lên ROA tại CRC = 0. Dấu dương có thể phản ánh sự phân hóa năng lực thích ứng. Kết quả này không phủ nhận lập luận theo ROT của Bloom (2009), theo đó bất định cao có thể khiến doanh nghiệp tạm dừng đầu tư và tuyển dụng, làm chậm quá trình tái phân bổ nguồn lực. Tác động của bất định phụ thuộc vào phản ứng chiến lược của doanh nghiệp, đặc biệt là việc doanh nghiệp duy trì hay cắt bỏ những nguồn lực cần thiết cho thích ứng.

Hệ số CRC×UI bằng 0,025 và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,019), cho thấy bất định ngành làm tăng cường tác động tích cực của CRC lên ROA. Khi UI_index tăng một đơn vị, tác động cận biên của CRC lên ROA tăng thêm 0,025 đơn vị. Tác động biên của CRC lên ROA được xác định bởi công thức sau:

$$\frac{\partial \text{ROA}}{\partial \text{CRC}} = \beta_1 + \beta_3 \text{UI} = 1{,}6615 + 0{,}02548 \text{UI_index}$$

Ngưỡng ước lượng điểm được xác định tại đó điểm sẽ làm cho tác động của CRC chuyển từ âm sang dương: $\text{UI_index} = -\frac{\beta_{\text{CRC}}}{\beta_{\text{CRCxUI}}} = -\frac{1{,}6615}{0{,}02548} = -65{,}2$

Đối chiếu với miền quan sát của UI_index [-0,549; 17,301] tại bảng 4.5 (mục 4.1.3). Trong mô hình CRC×UI riêng, ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên được ước lượng tại điểm UI_index = -65,2, nằm xa ngoài miền quan sát của UI_index. Do đó, không có bằng chứng về sự đảo chiều của tác động CRC trong phạm vi dữ liệu thực tế. Thay vào đó, tác động cận biên của CRC được duy trì dương trên toàn bộ miền quan sát và có xu hướng tăng khi bất định ngành cao hơn. Để khẳng định rõ hơn, luận án sẽ tiếp tục kiểm định tác động biên tại các phân vị P25, P75 trong các phần tiếp theo. Như vậy, mô hình tương tác riêng cung cấp bằng chứng xác nhận H_9. Cơ chế này có thể được giải thích theo lý thuyết COT. Trong môi trường bất định, doanh nghiệp có động cơ rà soát và tái phân bổ chi phí mạnh hơn, qua đó làm tăng giá trị của việc loại bỏ các khoản chi dư thừa nhưng vẫn bảo toàn những nguồn lực cần thiết cho thích ứng. Nghiên cứu của Morrow & cộng sự (2004) cũng cho thấy hiệu quả của cắt giảm chi phí phụ thuộc đáng kể vào điều kiện cạnh tranh của ngành, qua đó củng cố lập luận môi trường ngành là một điều kiện biên quan trọng của hiệu quả chiến lược phòng vệ. Bằng chứng tương đồng từ Guthrie & Datta (2008) cho thấy hậu quả của thu hẹp nguồn lực (downsizing) phụ thuộc mạnh vào điều kiện ngành. Nghiên cứu của họ tập trung vào cắt giảm lao động, không phải SGA như CRC, nhưng phát hiện rằng downsizing gắn với suy giảm lợi nhuận và tác động tiêu cực trở nên mạnh hơn trong các ngành tăng trưởng, thâm dụng R&D và ít thâm dụng vốn. Kết quả này củng cố lập luận rằng các nguồn lực gắn với tri thức và đổi mới dễ bị tổn thương trước cắt giảm. Do đó, điểm mới trong kết quả của luận án không phải là khẳng định cắt giảm chi phí luôn có lợi dưới bất định, mà cho thấy mức bất định ngành làm thay đổi cường độ của tác động CRC trong bối cảnh doanh nghiệp niêm yết Việt Nam.

Đối với nhóm biến kiểm soát trong mô hình CRC×UI riêng, lnAGE có hệ số -0,006 và

có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,012), cho thấy bằng chứng yếu rằng doanh nghiệp lớn có ROA thấp hơn sau khi kiểm soát CRC và bất định ngành. DE, LevA, Liq, GSALE và sizeTA đều không có ý nghĩa thống kê. Do các biến này không phải trọng tâm của H_9. Nhìn chung, kết quả mô hình riêng cho thấy cắt giảm chi phí làm suy giảm ROA tại mức bất định ngành tham chiếu (UI_index =0), nhưng tác động bất lợi này giảm dần khi bất định ngành tăng. Hệ số CRC×UI dương và có ý nghĩa ở mức 5% cung cấp bằng chứng ủng hộ cho H_9.

4.5.4. Vai trò điều tiết trong mô hình tổng hợp ba chiến lược

Mô hình tổng hợp đưa đồng thời ba chiến lược tái cấu trúc, chỉ số bất định ngành và ba biến tương tác CRA×UI, CRD×UI, CRC×UI vào cùng phương trình. Khác với các mô hình tương tác riêng, cách ước lượng này cho phép nhận diện tác động riêng phần của từng chiến lược và vai trò điều tiết của bất định ngành sau khi đã kiểm soát các kênh CR còn lại. Kết hợp đồng thời 3 kênh này có ý nghĩa thực tiễn vì doanh nghiệp thường không phản ứng với khó khăn bằng một biện pháp duy nhất (Sudarsanam & Lai, 2001). Việc phân biệt các chiến lược quản trị, hoạt động, tài sản và tài chính, đồng thời cho thấy việc thực hiện nhiều chiến lược có liên hệ với phục hồi nhưng lợi ích không tăng vô hạn khi số biện pháp tiếp tục gia tăng (Koh & cộng sự, 2015).

Về độ tin cậy, hệ số ROA trễ đạt 0,513 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000), tiếp tục xác nhận tính dai dẳng của HQHĐ. Kiểm định AR(1) có ý nghĩa (p_value = 0,000), trong khi AR(2) không có ý nghĩa (p_value = 0,743), phù hợp với yêu cầu không tồn tại tự tương quan bậc hai trong sai số sai phân. Kiểm định Sargan (p_value = 0,885) và Hansen (p_value = 0,515) đều không bác bỏ giả thuyết về tính hợp lệ chung của bộ công cụ. Mô hình sử dụng 63 công cụ cho 484 nhóm doanh nghiệp. Số công cụ vẫn thấp hơn đáng kể so với số nhóm. Mở rộng phương trình bằng ba biến tương tác không làm mất tính hợp lệ thống kê cấu trúc của SGMM. Hệ số CRA, CRD và CRC phản ánh tác động của chiến lược tương ứng tại mức tham chiếu UI_index = 0, đồng thời giữ cố định hai chiến lược CR còn lại. Cụ thể:

Đối với thu hẹp tài sản (cột 4, bảng 4.15), CRA có hệ số -0,915 và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,000). Kết quả cho thấy tại mức UI_index = 0, thu hẹp tài sản có tác động tiêu cực đến ROA. Về thực nghiệm, kết quả tương đồng với Lim & cộng sự (2013), khi thu hẹp tài sản có thể gây bất lợi nếu doanh nghiệp cắt giảm các tài sản gắn với cơ chế tạo giá trị. Ủng hộ lập luận của Morrow & cộng sự (2004), khi CRA làm

giảm hiệu quả trong các ngành suy giảm do thị trường bán lại tài sản mỏng và tài sản có tính đặc thù cao. Tại Việt nam, một số nghiên cứu cũng cho thấy tái cấu trúc tài sản có tác động tiêu cực đến ROA (Vo & cộng sự, 2024; Võ Thể Anh & cộng sự, 2024) . Cascio & cộng sự (2021) chỉ ra hệ quả của tái cấu trúc tài sản phụ thuộc vào điều kiện trước tái cấu trúc và bối cảnh tổ chức, qua đó củng cố quan điểm thu hẹp tài sản không tạo ra kết quả đồng nhất. Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm không hoàn toàn nhất quán với các nghiên cứu như: Morrow & cộng sự (2004) tìm thấy thu hẹp tài sản có tác động tích cực đến hiệu quả trong các ngành tăng trưởng và trưởng thành, cho thấy việc loại bỏ tài sản kém hiệu quả có thể cải thiện phân bổ nguồn lực khi thị trường tài sản thuận lợi hơn. Palacín-Sánchez & cộng sự (2023) cho thấy bán tài sản là một trong những chiến lược tái cấu trúc quan trọng giúp tạo dòng tiền và góp phần vào quá trình phục hồi doanh nghiệp trong tình trạng khó khăn tài chính. Widiyastuti & cộng sự (2025) cho thấy tái cấu trúc tài sản có tác động tích cực đến ROA trong các doanh nghiệp tại Indonesia. Sự đối lập này phù hợp với lý thuyết RBV và COT, tác động của CRA phụ thuộc vào việc doanh nghiệp loại bỏ tài sản dư thừa hay vô tình cắt vào tài sản chiến lược, đồng thời phụ thuộc vào khả năng bán hoặc tái triển khai tài sản trong môi trường ngành (Cascio & cộng sự, 2021; Lim & cộng sự, 2013). Ngoài ra Bergh (1998) cũng cho thấy mối quan hệ giữa tái cấu trúc danh mục và hiệu quả thay đổi theo mức độ bất định sản phẩm-thị trường và mức độ liên quan chiến lược của đơn vị được thoái vốn trong điều kiện bất định. Qua đó nhấn mạnh yêu cầu lựa chọn có chủ đích thay vì thu hẹp đồng loạt. Biến CRA×UI có hệ số dương (0,089) và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,012), cho thấy bất định ngành làm giảm bớt tác động tiêu cực của thu hẹp tài sản lên ROA. Nghĩa là tại UI_index =0, CRA làm giảm ROA, nhưng khi bất định ngành tăng, tác động âm này được làm nhẹ đi, chứ không bị khuếch đại như kênh riêng (cột 1), đây cũng là một điểm mới của nghiên cứu. Ước lượng điểm cận biên được xác định như sau:

$$\frac{\partial \mathrm{ROA}}{\partial \mathrm{CRA}} = \beta_1 + \beta_3 \mathrm{UI} = -0{,}915 + 0{,}089\mathrm{UI_index}$$

Ngưỡng ước lượng điểm được xác định tại đó điểm sẽ làm cho tác động của CRA chuyển từ âm sang dương: $\mathrm{UI_index} = -\frac{\beta_{\mathrm{CRA}}}{\beta_{\mathrm{CRA\times UI}}} = -\frac{-0{,}915}{0{,}089} = 10{,}28$

Đối chiếu với miền quan sát của UI_index [-0,549; 17,301] tại bảng 4.5 (mục 4.1.3) cho thấy, cho thấy ngưỡng đổi dấu ước tính của tác động cận biên CRA trong mô hình tổng hợp nằm tại UI_index = 10,28 và thuộc miền dữ liệu quan sát. Như vậy, tác động âm

của CRA có thể được triệt tiêu tại mức bất định là 10,28. Do hệ số CRA âm và hệ số tương tác dương, bất định ngành làm giảm mức độ bất lợi của thu hẹp tài sản trong mô hình tổng hợp. Vai trò điều tiết của bất định ngành với mô hình CRA×UI riêng, một phần nguyên nhân có thể vì khi CRD, CRC và các biến tương tác đi kèm được kiểm soát. Vì vậy, hệ số tương tác trong mô hình tổng hợp phản ánh tác động có điều kiện của UI lên phần ảnh hưởng riêng của CRA sau khi đã giữ các kênh tái cấu trúc khác không đổi. Phát hiện này phù hợp với quan điểm về hiệu quả CRA thay đổi theo môi trường cạnh tranh của Morrow & cộng sự (2004), và đóng góp vào việc cũng củng cố lý thuyết ROT trong việc gắn kết 2 dòng tài liệu về tái cấu trúc và bất định. Khi bất định gia tăng, giá trị của việc duy trì tính linh hoạt chiến lược trở nên lớn hơn, đồng thời các quyết định điều chỉnh tài sản được thực hiện thận trọng hơn nhằm tránh mất đi các quyền lựa chọn trong tương lai (Bloom, 2009). Ở cấp độ ngành, bất định không chỉ xuất phát từ biến động nội tại của từng doanh nghiệp mà còn lan truyền thông qua các mối liên kết giữa các ngành và chuỗi giá trị. Baruník & cộng sự (2024) cho thấy các cú sốc bất định có thể truyền dẫn qua mạng lưới liên ngành, làm gia tăng khó khăn trong việc dự báo giá trị tương lai của tài sản và nâng cao tầm quan trọng của các quyết định thanh lý hoặc giữ lại tài sản.

Đối với giảm nợ (cột 4, bảng 4.15), CRD có hệ số dương (0,554) và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,028). Sau khi kiểm soát đồng thời CRA, CRC và ba tương tác, giảm nợ gắn với ROA cao hơn tại mức UI_index = 0. Kết quả này phù hợp với quan điểm, tái cấu trúc tài chính có thể giảm áp lực trả lãi, nghĩa vụ thanh toán và rủi ro kiệt quệ (Chinh & cộng sự, 2025; Leary & Roberts, 2005). Bên cạnh đó, Sudarsanam & Lai (2001) xem tái cấu trúc tài chính là các biện pháp giảm chi phí lãi vay và cải thiện dòng tiền, nhưng tác giả đồng thời lưu ý, xử lý cấu trúc vốn chưa chắc đủ để tạo ra phục hồi nếu hoạt động cốt lõi không được điều chỉnh. Vì vậy, hệ số của CRD trong mô hình tổng hợp cho thấy lợi ích riêng phần của giảm nghĩa vụ nợ sau khi những thay đổi về tài sản và chi phí đã được tách khỏi hệ số này. Ước lượng điểm ngưỡng cận biên được xác định như sau:

$$\frac{\partial \mathrm{ROA}}{\partial \mathrm{CRD}} = \beta_1 + \beta_3 \mathrm{UI} = \ 0{,}554 \ - \ 0{,}101 \mathrm{UI_index}$$

Ngưỡng ước lượng điểm được xác định tại đó điểm sẽ làm cho tác động của CRD chuyển từ dương sang âm: $\mathrm{UI_index} = -\frac{\beta_{\mathrm{CRD}}}{\beta_{\mathrm{CRD\times UI}}} = \frac{0{,}554}{0{,}101} = 5{,}48$

Đối chiếu với miền quan sát của UI_index [-0,549; 17,301] tại bảng 4.5 (mục 4.1.3),

trong mô hình CRD×UI riêng, ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên được ước lượng tại điểm UI_index = 5,48, nằm trong miền quan sát của UI_index. Tác động dương của CRD có thể được triệt tiêu tại mức bất định là 5,48. Về mặt ước lượng điểm, lợi ích của CRD giảm dần khi UI tăng và có thể chuyển sang âm sau ngưỡng này (CRD tích cực khi UI_index < 5,48 và tiêu cực khi UI_index > 5,48). Kết quả này phù hợp về hàm ý kinh tế với Koh & cộng sự (2015) khi gia tăng nợ gắn với khả năng phục hồi thấp hơn, và với Mansour & cộng sự (2022), khi mức nợ cao hơn trong cấu trúc vốn có quan hệ âm với ROA. Ngược lại, Sudarsanam & Lai (2001) cho thấy tái cấu trúc nợ không nhất thiết làm tăng khả năng phục hồi của doanh nghiệp kiệt quệ tài chính, hàm ý lợi ích của điều chỉnh nợ phụ thuộc vào bối cảnh và trạng thái doanh nghiệp. Luận án mở rộng tranh luận này bằng cách chỉ ra vấn đề đó là, ngay cả lợi ích của giảm nợ cũng không cố định, mà thay đổi theo mức bất định ngành. Theo lý thuyết COT, tái cấu trúc tài chính có thể tạo giá trị trong một số điều kiện môi trường nhưng lại trở nên kém hiệu quả trong những bối cảnh đòi hỏi doanh nghiệp phải duy trì linh hoạt tài chính ở mức cao. Drnevich & West (2023) cho rằng giá trị kinh tế của các nguồn lực và năng lực tổ chức thay đổi theo mức độ biến động của môi trường. Do đó cùng một quyết định tài chính có thể tạo ra những kết quả rất khác nhau dưới các mức bất định ngành khác nhau. Trong bối cảnh doanh nghiệp Việt Nam, tài trợ ngân hàng vẫn giữ vai trò quan trọng, kết quả này hàm ý giảm nợ không phải chiến lược có lợi đồng nhất mà cần được điều chỉnh theo trạng thái bất định ngành.

Đối với cắt giảm chi phí (cột 4, bảng 4.15), CRC có hệ số dương (1,135) và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,022), cho thấy tại UI_index = 0, cắt giảm chi phí có liên hệ tích cực với ROA sau khi đồng thời kiểm soát CRA, CRD và các tương tác tương ứng. Kết quả phù hợp với nhóm ngành trưởng thành và suy giảm trong nghiên cứu của Morrow & cộng sự (2004), khi CRC được phát hiện cải thiện hiệu quả kế toán, hàm ý việc loại bỏ chi phí dư thừa có thể nâng cao hiệu suất sử dụng nguồn lực. Tuy nhiên, kết quả không hoàn toàn thống nhất với Lim & cộng sự (2013), khi các tác giả cho thấy CRC có thể gây bất lợi nếu việc cắt giảm làm suy yếu những năng lực tạo giá trị được tích lũy trong tổ chức. Do đó, hệ số CRC dương không hàm ý mọi khoản cắt giảm đều tạo giá trị, mà cho thấy trong mô hình tổng hợp, lợi ích từ loại bỏ phần chi phí kém hiệu quả có thể chiếm ưu thế so với tổn thất nguồn lực. CRC×UI có hệ số dương (0,030) và có ý nghĩa ở mức 5% (p_value = 0,026), cho thấy bất định ngành làm tăng cường tác động tích cực của CRC lên ROA. Ước lượng điểm ngưỡng đổi dấu như sau:

$$\frac{\partial \text{ROA}}{\partial \text{CRC}} = \beta_1 + \beta_3 \text{UI} = 1{,}135 + 0{,}03\text{UI_index}$$

Ngưỡng ước lượng điểm được xác định tại đó điểm sẽ làm cho tác động của CRC chuyển từ âm sang dương: $\text{UI_index} = -\frac{\beta_{\text{CRC}}}{\beta_{\text{CRC}\times\text{UI}}} = -\frac{1{,}135}{0{,}03} = -37{,}8$

Đối chiếu với miền quan sát của UI_index [-0,549; 17,301] tại bảng 4.5 (mục 4.1.3), trong mô hình CRC×UI tổng hợp, ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên được ước lượng tại điểm UI_index = -37,8, nằm xa ngoài miền quan sát của UI_index. Như vậy, trong toàn bộ miền quan sát của dữ liệu, tác động cận biên của CRC không chuyển sang tiêu cực. Bất định ngành chưa có dấu hiện gây bất lợi đến hiệu quả của chiến lược giảm nợ đến ROA. Trong mô hình tổng hợp, kết quả có thể phản ánh giá trị cắt giảm chi phí khi doanh nghiệp đã kiểm soát đồng thời thay đổi tài sản và nghĩa vụ nợ. Hệ số dương không phủ nhận cảnh báo của Lim & cộng sự (2013) về việc cắt giảm chi phí có thể phá hủy năng lực tạo lợi nhuận, mà cho thấy phần CRC còn lại sau khi tách các kênh khác có thể nghiêng nhiều hơn về loại bỏ chi phí dư thừa. Morrow & cộng sự (2004) cũng cho thấy hiệu quả của CRC thay đổi theo trạng thái ngành, qua đó cung cấp bằng chứng gần với lập luận về tính điều kiện của CRC. Việc đưa đồng thời CRA, CRD và CRC vào cùng phương trình cho phép tách ảnh hưởng riêng phần của từng chiến lược khỏi các hành động điều chỉnh diễn ra đồng thời. Kết quả này đóng góp vào việc củng cố quan điểm chi phí là một yếu tố cơ bản quyết định lợi nhuận và hành vi chi phí bất đối xứng (Anderson & cộng sự, 2003; Banker & Byzalov, 2014). Kết quả này cũng tương thích với các nghiên cứu gần đây về thích ứng chiến lược dưới điều kiện bất định. Campello & cộng sự (2024) cho rằng khi môi trường trở nên khó dự báo hơn, khả năng tái phân bổ nguồn lực và điều chỉnh cấu trúc chi phí trở thành một yếu tố quan trọng quyết định khả năng chống chịu và HQHĐ của doanh nghiệp. Trong bối cảnh doanh nghiệp Việt Nam, kết quả có thể phản ánh việc bất định cao làm tăng giá trị của việc rà soát và loại bỏ các khoản chi kém hiệu quả, miễn là doanh nghiệp vẫn bảo toàn những khoản chi hỗ trợ năng lực cốt lõi và khả năng thích ứng.

Hệ số UI_index đạt 0,013 nhưng không có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,158). Trong mô hình này, hệ số trên phản ánh tác động của bất định ngành khi CRA, CRD và CRC đều bằng 0. Cả ba biến tương tác đều có ý nghĩa thống kê, gợi ý vai trò của bất định được thể hiện rõ hơn thông qua việc làm thay đổi tác động của từng quyết định tái cấu trúc. Đây là điểm phù hợp với Lý thuyết COT, cùng một đặc điểm môi trường có thể tạo ra hệ quả khác nhau tùy thuộc vào phản ứng chiến lược của doanh nghiệp. Kết

quả này giúp củng cố luận điểm cho thấy mức sinh lợi tương đối của các lựa chọn tái cấu trúc thay đổi theo biến động của bất định thị trường sản phẩm, thay vì tồn tại một chiến lược tối ưu không phụ thuộc bối cảnh (Bergh, 1998). Nhìn chung, kết quả mô hình tổng hợp xác nhận vai trò điều tiết của UI không đồng nhất giữa ba kênh tái cấu trúc theo hướng phòng vệ. UI làm giảm bớt tác động bất lợi của CRA, làm suy yếu lợi ích của CRD nhưng làm tăng cường tác động tích cực của CRC. Do đó, hiệu quả của tái cấu trúc phòng vệ không chỉ phụ thuộc vào mức độ thu hẹp mà còn vào loại nguồn lực được điều chỉnh và trạng thái bất định ngành.

4.5.5. Nhận xét và so sánh vai trò điều tiết giữa các chiến lược tái cấu trúc

Điểm mới thực nghiệm của luận án thể hiện ở việc xem xét đồng thời ba chiều điều chỉnh tài sản, nợ và chi phí dưới cùng một bối cảnh bất định được xây dựng ở cấp ngành. Các nghiên cứu tiêu biểu thường xem xét từng nhóm chiến lược hoặc các dạng tái cấu trúc cụ thể trong những bối cảnh khác nhau. Lim & cộng sự (2013) phân tích thu hẹp tài sản và chi phí theo cơ chế tạo lợi nhuận, Bergh (1998) xem xét tái cấu trúc danh mục dưới bất định thị trường sản phẩm, Koh & cộng sự (2015) nghiên cứu nhiều chiến lược trong bối cảnh kiệt quệ và vòng đời, Forcadell & cộng sự (2025) đánh giá tính bổ trợ giữa tái cấu trúc tài sản và quốc tế hóa. Trên dòng tài liệu về lý thuyết tái cấu trúc và bất định, luận án bổ sung bằng chứng từ doanh nghiệp phi tài chính niêm yết Việt Nam về vai trò điều tiết của UI vẫn được nhận diện riêng lẻ theo từng kênh CR và cả 3 kênh tổng hợp. Đáng chú ý trong mô hình tổng hợp, UI_index không có ý nghĩa trong khi cả ba biến tương tác đều có ý nghĩa, hàm ý bất định ngành chủ yếu hoạt động như một điều kiện làm thay đổi hiệu quả của quyết định CR. Từ góc độ lý thuyết, kết quả đóng góp vào việc mở rộng phạm vi ảnh hưởng của lý thuyết COT tại một thị trường mới nổi như Việt Nam. Các bằng chứng gần đây về bất định ngành cho thấy bất định không chỉ là nguồn rủi ro mà còn làm thay đổi giá trị của các nguồn lực, năng lực và quyền lựa chọn chiến lược của doanh nghiệp (Baruník & cộng sự, 2024; Campello & cộng sự, 2024; Drnevich & West, 2023). Cả ba biến tương tác đều có ý nghĩa trong mô hình tổng hợp trong khi UI không có ý nghĩa. Hàm ý cho thấy bất định ngành tại Việt Nam chủ yếu hoạt động như một điều kiện ngữ cảnh định hình hiệu quả của các quyết định CR hơn là một nhân tố tạo ra tác động trực tiếp lên HQHĐ. Kết quả từ các mô hình đều cho thấy vai trò điều tiết của UI không đồng nhất giữa ba chiến lược CR và ủng hộ lý thuyết COT. Hiệu quả của một quyết định CR phụ thuộc vào loại nguồn lực được điều chỉnh, điều

kiện môi trường và các hành động chiến lược đi kèm (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Tổng hợp ba kênh cho thấy H_{10} nhận được sự ủng hộ tương đối rõ.

Thứ nhất, chiều điều tiết không giống nhau giữa các kênh: CRD×UI duy trì dấu âm trong cả mô hình riêng (- 0,036; p_value = 0,073) và mô hình tổng hợp (- 0,101; p_value = 0,004); CRC×UI duy trì dấu dương, lần lượt là $0{,}025$ (p_value = $0{,}0019$) và $0{,}030$ (p_value = $0{,}026$); trong khi CRA×UI chuyển từ dấu âm trong mô hình riêng (-0,0367; p_value = 0,073) sang dấu dương trong mô hình tổng hợp (0,089; p_value = 0,012) .

Thứ hai, khác biệt về độ mạnh của mức ý nghĩa: CRA×UI chỉ có ý nghĩa ở mức 10% trong mô hình riêng nhưng đạt mức 5% trong mô hình tổng hợp, CRD×UI có ý nghĩa ở mức 10% trong mô hình riêng và 1% trong mô hình tổng hợp, CRC×UI có ý nghĩa ở 5% ở các nhóm cấu trúc mô hình.

Thứ ba, kiểm định Wald test bác bỏ giả thuyết các hệ số điều tiết bằng nhau giữa ba kênh có F=5,87 và p_value = 0,003 (xem Phụ lục PL2.9). Kết quả này cung cấp bằng chứng ủng hộ H_{10}, cường độ và chiều hướng điều tiết của bất định ngành khác nhau giữa các kênh tái cấu trúc.

Các kết quả này cho thấy bất định ngành vận hành như một yếu tố bối cảnh có vai trò điều tiết các chiến lược tái cấu trúc. H_{10} được ủng hộ về chiều hướng và độ ổn định của vai trò điều tiết. Cụ thể được tổng hợp như sau:

Bảng 4.16: Bảng tổng hợp mức độ ủng hộ các giả thuyết H_7-H_{10}

Giả thuyết	Kết quả chính	Kết luận
H_7	CRA×UI âm trong mô hình riêng, chấp nhận CRA×UI dương trong mô hình tổng hợp, kết quả không nhất quán với kỳ vọng điều tiết âm, bác bỏ	Chấp nhận một phần
H_8	CRD×UI âm trong cả hai mô hình, CRD dương trong mô hình tổng hợp	Chấp nhận
H_9	CRC×UI dương nhưng CRC cũng dương trong các mô hình tương tác; không phù hợp với cơ chế "làm suy yếu tác động tiêu cực" như giả thuyết đặt ra.	Bác bỏ
H_{10}	Các hệ số tương tác khác nhau về dấu, độ lớn và mức ý nghĩa. Kiểm định Wald test chung có ý nghĩa (F=5,87; p_value = 0,003).	Chấp nhận

Ghi chú: Xem kết quả kiểm định Wald test tại phụ lục.

Việc xác định kênh nào có cường độ điều tiết lớn nhất về mặt kinh tế, luận án sẽ dựa thêm vào tác động cận biên tại các mức UI_index đại diện được trình bày trong mục 4.5.6 đối với các kênh riêng lẻ và 4.5.7 đối với kênh tổng hợp.

4.5.6. Phân tích hiệu ứng biên riêng lẻ từng kênh tái cấu trúc

Hệ số của biến tương tác chỉ phản ánh mức độ thay đổi của tác động tái cấu trúc khi bất định ngành thay đổi, nhưng không cho biết tác động của từng chiến lược tái cấu trúc tại các mức bất định ngành cụ thể. Vì vậy, luận án diễn giải mô hình tương tác dựa trên tác động cận biên có điều kiện và sai số chuẩn tương ứng (Brambor & cộng sự, 2006). Luận án tính tác động cận biên tại các phân vị P25, P50 và P75 của UI_index để đại diện cho các vùng bất định thấp, trung vị và cao trong phân phối thực tế của mẫu. Các phân vị này phản ánh được ba vùng đại diện trong phân phối thực tế của mẫu. Phương pháp này phù hợp khi UI_index có phân phối lệch phải mạnh. Đây là lựa chọn thực nghiệm trên cơ sở nguyên tắc thăm dò tác động có điều kiện trong phân tích điều tiết theo nghiên cứu của Hayes (2017).

Ngưỡng đổi dấu được xác định theo công thức: $\mathrm{UI}^{*} = -\beta_{\mathrm{CR}}/\beta_{\mathrm{CR\times UI}}$

Phân tích này cho phép ước lượng sai số chuẩn và khoảng tin cậy của các tổ hợp phi tuyến giữa các hệ số hồi quy (Wooldridge, 2010). Khoảng tin cậy 95% và đồ thị tương tác được sử dụng để xác định miền giá trị của UI_index mà tại đó tác động cận biên có ý nghĩa thống kê, theo khuyến nghị của Brambor & cộng sự (2006).

Bảng 4.17: Tác động cận biên tại các mức đại diện của UI_index

Kênh tái cấu trúc	Mức UI	Giá trị UI	Tác động cận biên	p-value	Khoảng tin cậy 95%	Kết luận
CRA	P25	-0,4184	-0,5616**	0,040	[-1,0977; -0,0256]	CRA làm giảm ROA
CRA	P50	-0,3202	-0,5652**	0,039	[-1,1013; -0,0292]	CRA làm giảm ROA
CRA	P75	-0,1261	-0,5724**	0,036	[-1,1084; -0,0363]	CRA làm giảm ROA
CRD	P25	-0,4184	0,0226	0,904	[-0,3450;0,3903]	Không có ý nghĩa thống kê
CRD	P50	-0,3202	0,0191	0,919	[-0,3488;0,3870]	Không có ý nghĩa thống kê
CRD	P75	-0,1261	0,0122	0,948	[-0,3563;0,3807]	Không có ý nghĩa thống kê
CRC	P25	-0,4184	1,6508***	0,005	[0,5028; 2,7989]	CRC làm tăng ROA
CRC	P50	-0,3202	1,6533***	0,005	[0,5054; 2,8012]	CRC làm tăng ROA
CRC	P75	-0,1261	1,6583***	0,005	[0,5107; 2,8059]	CRC làm tăng ROA

*Ghi chú: Tác động cận biên của từng chiến lược được tính theo công thức $\partial ROA/\partial CR = \beta_{CR} + \beta_{CR\times UI} UI_index$. Đây là phân tích để diễn giải sâu hơn hiệu ứng điều tiết tương ứng với các giả thuyết H_7, H_8 và H_9 trong các mô hình riêng. P25, P50 và P75 lần lượt là các phân vị thứ 25, 50 và 75 của UI_index trong mẫu ước lượng; CR lần lượt là: CRA, CRD, CRC. Giá trị trong ngoặc vuông là khoảng tin cậy 95%. ***, ** và * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Bảng 4.18: Ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên

Kênh tái cấu trúc	Ngưỡng UI*	p-value	Miền quan sát của UI_index	Vị trí ngưỡng	Số quan sát trên ngưỡng	Tỷ lệ trên ngưỡng	Kết luận
CRA	-15,719	0,167	[-0,549; 17,301]	Ngoài miền quan sát	6.376	100%	Không ghi nhận đổi dấu trong mẫu
CRD	0,215	0,967	[-0,549; 17,301]	Trong miền quan sát	1.044	16,37%	Có điểm đổi dấu trong miền quan sát, nhưng ngưỡng không có ý nghĩa thống kê
CRC	-65,2	0,080*	[-0,549; 17,301]	Ngoài miền quan sát	6.376	100%	Không ghi nhận đổi dấu trong mẫu, tác động cận biên duy trì dương

Ghi chú: Ngưỡng đổi dấu được xác định theo $UI^* = -\beta_{CR}/\beta_{CR\times UI}$*, đây là phân tích hậu ước lượng bổ sung cho* H_7*,* H_8 *và* H_9*, nhằm xác định liệu tác động cận biên của từng kênh tái cấu trúc có thay đổi dấu trong miền quan sát của UI_index hay không. CR lần lượt là: CRA, CRD, CRC.*

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

- ***Tác động cận biên của thu hẹp tài sản***

Kết quả tại Bảng 4.17 cho thấy tác động cận biên của CRA lên ROA lần lượt đạt -0,5616, -0,5652 và -0,5724 tại P25, P50 và P75 của UI_index. Cả ba tác động đều âm và có ý nghĩa ở mức 5%, với p-value lần lượt là 0,040; 0,039 và 0,036. Khi UI_index chuyển từ P25 lên P75, độ lớn tuyệt đối của tác động tăng khoảng:

$$\frac{0{,}5724 - 0{,}5616}{0{,}5616} \text{ x } 100\% \approx 1{,}9\%$$

Kết quả nhất quán với hệ số CRA×UI âm trong mô hình tương tác riêng (cột 1, bảng 4.15). Bất định ngành có xu hướng làm tác động bất lợi của thu hẹp tài sản mạnh hơn. Tuy nhiên, quy mô thay đổi 1,9% tương đối nhỏ và biến tương tác chỉ có ý nghĩa ở mức 10%, nên chỉ phản ánh một xu hướng khuếch đại nhẹ, không phải sự thay đổi mạnh về hiệu quả kinh tế. Phát hiện này phù hợp với quan điểm của lý thuyết COT, hệ quả của thu hẹp tài sản phụ thuộc vào điều kiện ngành và loại tài sản bị loại bỏ. Theo lý thuyết TTC, thu hẹp tài sản thường được xem là biện pháp khẩn cấp nhằm cải thiện thanh khoản và giảm áp lực tài chính trong giai đoạn khó khăn (Robbins & Pearce, 1992). Tuy nhiên, hiệu quả của chiến lược này phụ thuộc vào môi trường cạnh tranh và giá trị chiến lược của tài sản bị cắt giảm. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy tác động của thu hẹp tài sản thay đổi đáng kể theo đặc điểm môi trường cạnh tranh. Doanh nghiệp có thể cải thiện hiệu quả nếu loại bỏ tài sản kém năng suất, nhưng có thể suy yếu nếu các tài sản bị bán

vẫn giữ vai trò hỗ trợ lợi thế cạnh tranh. Tương tự, Bergh (1998) cũng chỉ ra, dưới điều kiện bất định cao, kết quả của quá trình tái cấu trúc phụ thuộc vào khả năng duy trì sự phù hợp chiến lược của danh mục nguồn lực sau tái cấu trúc. Bảng 4.18 cho thấy ngưỡng đổi dấu của CRA được ước lượng tại UI = -15,719, thấp hơn nhiều so với giá trị nhỏ nhất của UI_index là -0,549 và không có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,167). Vì vậy, không ghi nhận sự đổi dấu của tác động CRA trong miền quan sát. Hình 4.2 _CRA, củng cố kết quả này khi đường tác động cận biên của CRA dốc xuống và duy trì dưới đường 0, tại vùng trung tâm của phân phối, khoảng tin cậy 95% không chứa 0.

- ***Tác động cận biên của giảm nợ***

Đối với CRD, Bảng 4.17 liệt kê tác động cận biên của CRD lần lượt là 0,0226, 0,0191 và 0,0122 tại P25, P50 và P75. Các hệ số đều mang dấu dương nhưng giảm dần khi UI_index tăng, phù hợp với hệ số CRD×UI âm trong mô hình tương tác riêng (cột 2, bảng 4.15). Nhưng p-value đều không có ý nghĩa trong khi toàn bộ khoảng tin cậy 95% đều chứa giá trị 0. Do đó, kết quả cho thấy xu hướng lợi ích của giảm nợ suy yếu khi bất định ngành gia tăng, nhưng chưa có đủ bằng chứng để kết luận CRD làm thay đổi ROA tại ba mức bất định đại diện. Tái cấu trúc tài chính có thể giúp doanh nghiệp giảm nghĩa vụ lãi vay, cải thiện khả năng thanh toán và củng cố vị thế tài chính trong giai đoạn khó khăn (Denis & Kruse, 2000). Tuy nhiên, tái cấu trúc nợ không tự động dẫn tới phục hồi HQHĐ nếu doanh nghiệp không đồng thời cải thiện các hoạt động vận hành cốt lõi. Sudarsanam & Lai (2001) cho thấy tái cấu trúc nợ không phải lúc nào cũng phân biệt được doanh nghiệp phục hồi với doanh nghiệp tiếp tục suy giảm. Tương tự, Koh & cộng sự (2015) lập luận rằng kết quả phục hồi phụ thuộc vào tổ hợp chiến lược tái cấu trúc được triển khai hơn là một quyết định tài chính đơn lẻ. Các nghiên cứu gần đây cũng cho thấy lợi ích của việc cắt giảm nợ phụ thuộc vào khả năng duy trì đầu tư, tiếp cận nguồn vốn và triển vọng kinh doanh trong tương lai (Campello & cộng sự, 2024; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023). Cơ sở thực nghiệm của các nghiên cứu trước góp phần giải thích xu hướng lợi ích của giảm nợ suy yếu khi bất định ngành gia tăng. Bảng 4.18 cho thấy ngưỡng đổi dấu của CRD là UI∗ = 0,215. Ngưỡng nằm trong miền quan sát nhưng không có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,967), nên chưa thể xem 0,215 là một ngưỡng đổi dấu đáng tin cậy về mặt thực nghiệm. Trên Hình 4.2 _CRD, cũng cho thấy đường tác động cận biên của CRD dốc xuống khi bất định tăng, nhưng dải tin cậy 95% bao phủ đường 0. Vì vậy, mô hình riêng cung cấp bằng chứng ở mức 10% về chiều điều

tiết âm của UI thông qua CRD×UI, nhưng tác động cận biên tại các mức UI đại diện chưa có ý nghĩa thống kê.

- ***Tác động cận biên của cắt giảm chi phí***

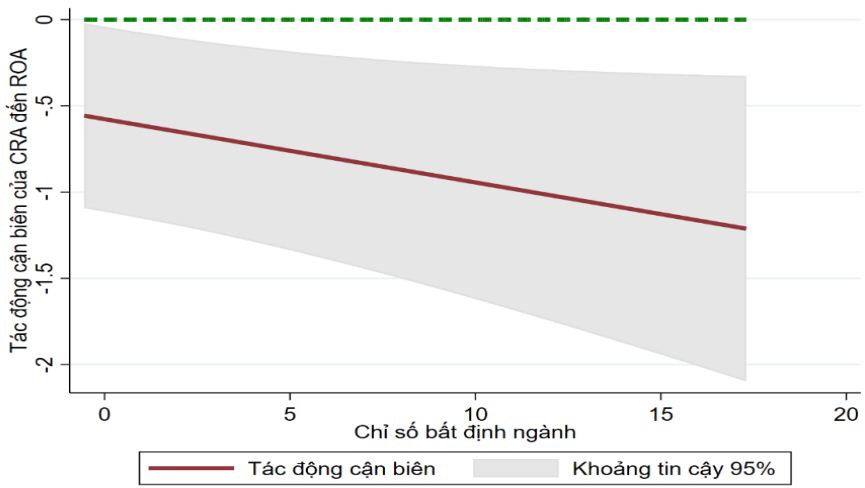
Đối với CRC, Bảng 4.17 liệt kê tác động cận biên lần lượt đạt 1,6508, 1,6533 và 1,6583 tại P25, P50 và P75. Cả ba tác động đều dương và có ý nghĩa ở mức 1%. Khi UI_index tăng từ P25 lên P75, độ lớn tuyệt đối của tác động tăng nhẹ khoảng 0,45%:

$$\frac{1{,}6583 - 1{,}6508}{1{,}6508} \text{ x } 100\% \approx 0{,}45\%$$

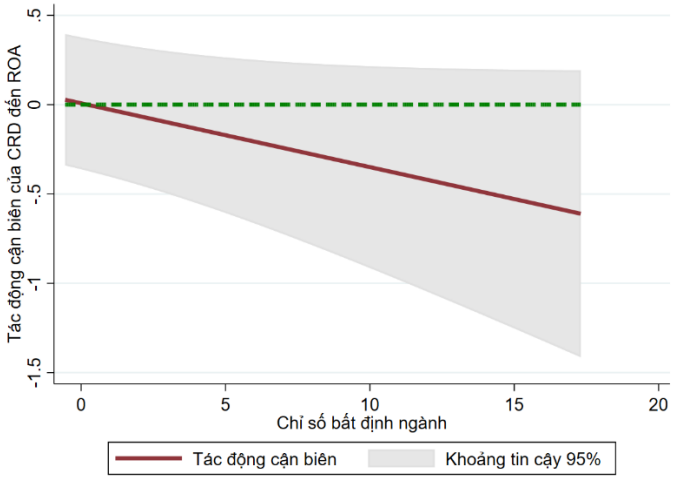
Kết quả nhất quán với hệ số CRC×UI dương trong mô hình tương tác riêng (cột 3, bảng 4.15). Kết quả cho thấy bất định ngành không làm suy yếu tác động tích cực của cắt giảm chi phí mà ngược lại làm tăng nhẹ tác động tích cực của CRC lên ROA trong vùng trung tâm của phân phối mẫu. Kết quả này phù hợp với nhánh nghiên cứu cho rằng cắt giảm chi phí có thể cải thiện hiệu quả khi doanh nghiệp loại bỏ phần chi phí dư thừa và nâng cao hiệu suất sử dụng nguồn lực. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy cắt giảm chi phí có thể cải thiện hiệu quả trong các ngành trưởng thành và suy giảm, trong Lim & cộng sự (2013) cho thấy cắt giảm chi phí gây tác động bất lợi mạnh hơn khi doanh nghiệp phụ thuộc vào loại chi phí bị cắt và cơ chế tạo lợi nhuận của doanh nghiệp. Luận án đóng góp vào việc cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy, cơ chế tạo lợi nhuận ở cấp doanh nghiệp và cấp ngành là điều kiện biên quan trọng của hiệu quả cắt giảm. Bảng 4.18 cho thấy ngưỡng đổi dấu ước tính của CRC tại $UI* = -65{,}2$ nằm ngoài xa miền quan sát của UI_index. Trong phạm vi dữ liệu thực tế, không ghi nhận sự đảo dấu của tác động CRC, tác động cận biên duy trì dương trên toàn bộ miền quan sát.

Nhìn Hình 4.2 _CRC cũng cho thấy đường tác động cận biên CRC dốc lên và nằm phía trên đường 0, phù hợp với kết quả tại các phân vị P25–P75. Qua đó cung cấp bằng chứng bất định ngành làm tăng cường tác động tích cực của cắt giảm chi phí lên ROA.

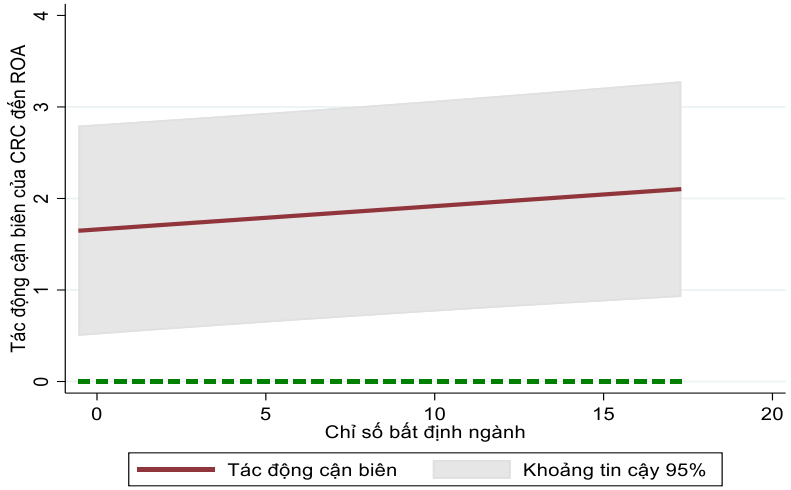
Tóm lại, phân tích tác động cận biên cho thấy vai trò điều tiết của bất định ngành không đồng nhất giữa ba kênh tái cấu trúc. CRA duy trì tác động âm và trở nên bất lợi hơn khi UI tăng trong mô hình riêng. Tác động cận biên của CRD vẫn dương nhưng giảm dần và chưa có ý nghĩa thống kê tại các phân vị đại diện. Tác động của CRC duy trì dương, có ý nghĩa thống kê và tăng nhẹ khi bất định ngành gia tăng.



CRA



CRD



CRC

Ghi chú: đường màu đỏ là ước lượng điểm, vùng xám là khoảng tin cậy 95%, còn đường xanh ngang tại 0 dùng để xác định dấu tác động, tác động chỉ khác 0 khi toàn bộ khoảng tin cậy nằm về một phía của đường 0.

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Hình 4.2: Phân tích hiệu ứng biên theo từng kênh tái cấu trúc

4.5.7. Phân tích hiệu ứng biên đối với kênh tổng hợp

Mô hình tổng hợp cho phép xác định tác động cận biên của từng chiến lược sau khi đã kiểm soát đồng thời hai kênh tái cấu trúc còn lại và ba biến tương tác với bất định ngành. Cách tiếp cận này đầy đủ hơn, vì hệ số tương tác chỉ phản ánh chiều thay đổi của tác động khi UI_index biến động, nhưng không cho biết tác động của từng chiến lược tại một mức bất định cụ thể có khác 0 về mặt thống kê hay không. Vì vậy, tác động cận biên sẽ được xác định dựa trên ý nghĩa thống kê của p-value và khoảng tin cậy trên miền quan sát của biến điều tiết (Brambor & cộng sự, 2006). Kết quả tại Bảng 4.19 và Hình 4.3 cho thấy cả ba chiến lược đều có tác động có ý nghĩa tại các phân vị P25, P50 và P75 của UI_index, nhưng chiều biến đổi theo bất định khác nhau rõ rệt giữa các kênh.

Bảng 4.19: Tác động cận biên tại các mức đại diện của UI - mô hình tổng hợp

Kênh tái cấu trúc	Mức UI	Giá trị UI	Tác động cận biên	p-value	Khoảng tin cậy 95%	Kết luận
CRA	P25	-0,4184	-0,9525***	0,000	[-1,4663;-0,4387]	CRA làm giảm ROA
CRA	P50	-0,3202	-0,9438***	0,000	[-1,4548;-0,4327]	CRA làm giảm ROA
CRA	P75	-0,1261	-0,9266***	0,000	[-1,4324;-0,4208]	CRA làm giảm ROA
CRD	P25	-0,4184	0,5960**	0,023	[0,0832; 1,1089]	CRD làm tăng ROA
CRD	P50	-0,3202	0,5862**	0,024	[0,0777; 1,0946]	CRD làm tăng ROA
CRD	P75	-0,1261	0,5666**	0,026	[0,0669; 1,0664]	CRD làm tăng ROA
CRC	P25	-0,4184	1,1220**	0,023	[0,1549; 2,0892]	CRC làm tăng ROA
CRC	P50	-0,3202	1,1250**	0,023	[0,1578; 2,0922]	CRC làm tăng ROA
CRC	P75	-0,1261	1,1308**	0,022	[0,1635; 2,0982]	CRC làm tăng ROA

*Ghi chú: ***, ** và * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. Bảng này sử dụng để diễn giải H_7, H_8 và H_9 khi ba kênh tái cấu trúc được xem xét đồng thời, đồng thời cung cấp bằng chứng bổ sung về sự khác biệt của hiệu ứng điều tiết giữa các kênh theo H_{10}.*

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Bảng 4.20:Ngưỡng đổi dấu của tác động cận biên - mô hình tổng hợp

Tái cấu trúc	Ngưỡng UI*	p-value	Miền quan sát của UI_index	Vị trí ngưỡng	Số quan sát trên ngưỡng	Tỷ lệ trên ngưỡng	Kết luận
CRA	10,3254	0,011**	[-0,5492; 17,3007]	Trong miền quan sát	56	0,8783%	Có khả năng đổi dấu
CRD	5,5036	0,005***	[-0,5492; 17,3007]	Trong miền quan sát	56	0,8783%	Có khả năng đổi dấu
CRC	-37,5976	0,103	[-0,5492; 17,3007]	Ngoài miền quan sát	6.376	100,00%	Không có khả năng đổi dấu

Ghi chú: phân tích hậu ước lượng bổ sung cho H_7, H_8 và H_9, ngưỡng đổi dấu của CRA và CRD khác nhau (lần lượt là 10,3254 và 5,5036), số quan sát vượt ngưỡng của hai trường hợp đều bằng 56. Kết quả này không phải do sai lệch trong tính toán. Khi đối chiếu trên đúng mẫu ước lượng của mô hình tổng hợp, không có quan sát nào có UI_index nằm trong khoảng 5,5036 < UI_index <10,3254. Vì vậy, 56 quan sát có UI_index vượt ngưỡng CRA đồng thời cũng chính là 56 quan sát vượt ngưỡng CRD. Hiện tượng này phản ánh phân phối thực tế của UI_index trong mẫu ước lượng.

- ***Tác động cận biên của thu hẹp tài sản***

Tại các phân vị P25, P50 và P75 của UI_index, tác động cận biên của CRA lần lượt là -0,9525, -0,9438 và -0,9266 và tất cả đều có ý nghĩa ở mức 1% và các khoảng tin cậy 95% hoàn toàn nằm dưới 0. Như vậy, sau khi giữ cố định CRD, CRC và các cơ chế điều tiết còn lại, thu hẹp tài sản vẫn gắn với ROA thấp hơn trong vùng trung tâm của phân phối bất định ngành. Độ lớn tuyệt đối của tác động âm giảm từ 0,9525 tại P25 xuống 0,9266 tại P75, tương đương khoảng 2,7% ([(0,9525-0,9266)/ 0,9525]x100). Kết quả này phù hợp với hệ số CRA×UI dương trong mô hình tổng hợp, bất định ngành làm tác động tiêu cực riêng phần của thu hẹp tài sản trở nên ít bất lợi hơn. Điều này khác với mô hình CRA×UI riêng, trong đó bất định có xu hướng khuếch đại tác động âm. Sự thay đổi cho thấy cho thấy tác động điều tiết của UI đối với CRA nhạy với việc đồng thời kiểm soát các kênh tái cấu trúc còn lại. Về lý thuyết, kết quả phù hợp với Lý thuyết COT, hiệu quả của thu hẹp tài sản phụ thuộc vào loại tài sản bị loại bỏ và cấu hình điều chỉnh đi kèm. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy thu hẹp tài sản có thể tạo kết quả khác nhau theo điều kiện ngành, trong khi Bergh (1998) nhấn mạnh rằng giá trị của tái cấu trúc dưới bất định phụ thuộc vào mức độ liên quan chiến lược của tài sản hoặc đơn vị bị thoái vốn. Trong bối cảnh Việt Nam, bất định cao có thể tạo áp lực buộc doanh nghiệp lựa chọn tài sản cần thanh lý cẩn thận hơn, tập trung vào tài sản kém hiệu quả thay vì cắt giảm đồng loạt nguồn lực cốt lõi.

Ngưỡng đổi dấu của CRA được ước lượng tại UI∗ = 10,3254, nằm trong miền quan sát

và có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,011). Tuy nhiên, ngưỡng này chỉ có khoảng 56 quan sát, tương đương 0,8783% mẫu nằm trên ngưỡng. Do đó, khả năng CRA chuyển từ tác động âm sang dương chỉ xuất hiện trong vùng bất định cao và không đại diện cho phần lớn mẫu. Hình 4.3_CRA cũng cho thấy đường tác động cận biên đi lên, nhưng dải tin cậy mở rộng đáng kể ở đuôi phải. Do đó, CRA vẫn làm giảm ROA trong vùng trung tâm của phân phối, trong khi tác động bất lợi này suy yếu khi bất định ngành tăng.

- ***Tác động cận biên của giảm nợ***

Tác động ước lượng lần lượt đạt 0,5960, 0,5862 và 0,5666 tại P25, P50 và P75. Các tác động đều dương, có ý nghĩa ở mức 5%, đồng thời khoảng tin cậy 95% hoàn toàn nằm trên 0. Như vậy, trong vùng trung tâm của phân phối bất định ngành, giảm nợ gắn với ROA cao hơn sau khi đã kiểm soát đồng thời thu hẹp tài sản, cắt giảm chi phí và các cơ chế điều tiết tương ứng. Khi UI_index tăng từ P25 lên P75, tác động dương của CRD giảm khoảng 4,9% ([(0,5960-0,5666)/ 0,5960]x100). Kết quả này có nghĩa là, khi UI_index tăng từ P25 lên P75, tác động dương giảm 4,9%. Kết quả nhất quán với hệ số CRD×UI âm và cung cấp bằng chứng trực tiếp cho H_8: bất định ngành làm suy yếu lợi ích của chiến lược giảm nợ. Cơ chế này có thể được giải thích khi môi trường tương đối ổn định, doanh nghiệp có thể dự báo nhu cầu vốn và dòng tiền tốt hơn, nhờ đó giảm nợ giúp tiết kiệm chi phí lãi vay và giảm áp lực tài chính. Khi bất định gia tăng, việc sử dụng tiền mặt để trả nợ hoặc hạn chế vay mới có thể làm giảm khả năng tài trợ vốn lưu động và các cơ hội thích ứng, khiến lợi ích của giảm nợ suy yếu. Luận án đã đóng góp vào việc đưa ra kết quả để cung cấp bổ sung điều kiện môi trường ngành vào các nghiên cứu tái cấu trúc tài chính như: Sudarsanam & Lai (2001) cho thấy xử lý nghĩa vụ nợ có thể hỗ trợ doanh nghiệp tồn tại nhưng không phải điều kiện đủ cho phục hồi. Trong khi Koh & cộng sự (2015) nhấn mạnh rằng hiệu quả của chiến lược tài chính phụ thuộc vào trạng thái doanh nghiệp và tổ hợp hành động được lựa chọn. Bằng chứng của luận án cho thấy ngay cả khi giảm nợ tạo lợi ích riêng phần, lợi ích đó không cố định mà giảm dần theo mức bất định ngành.

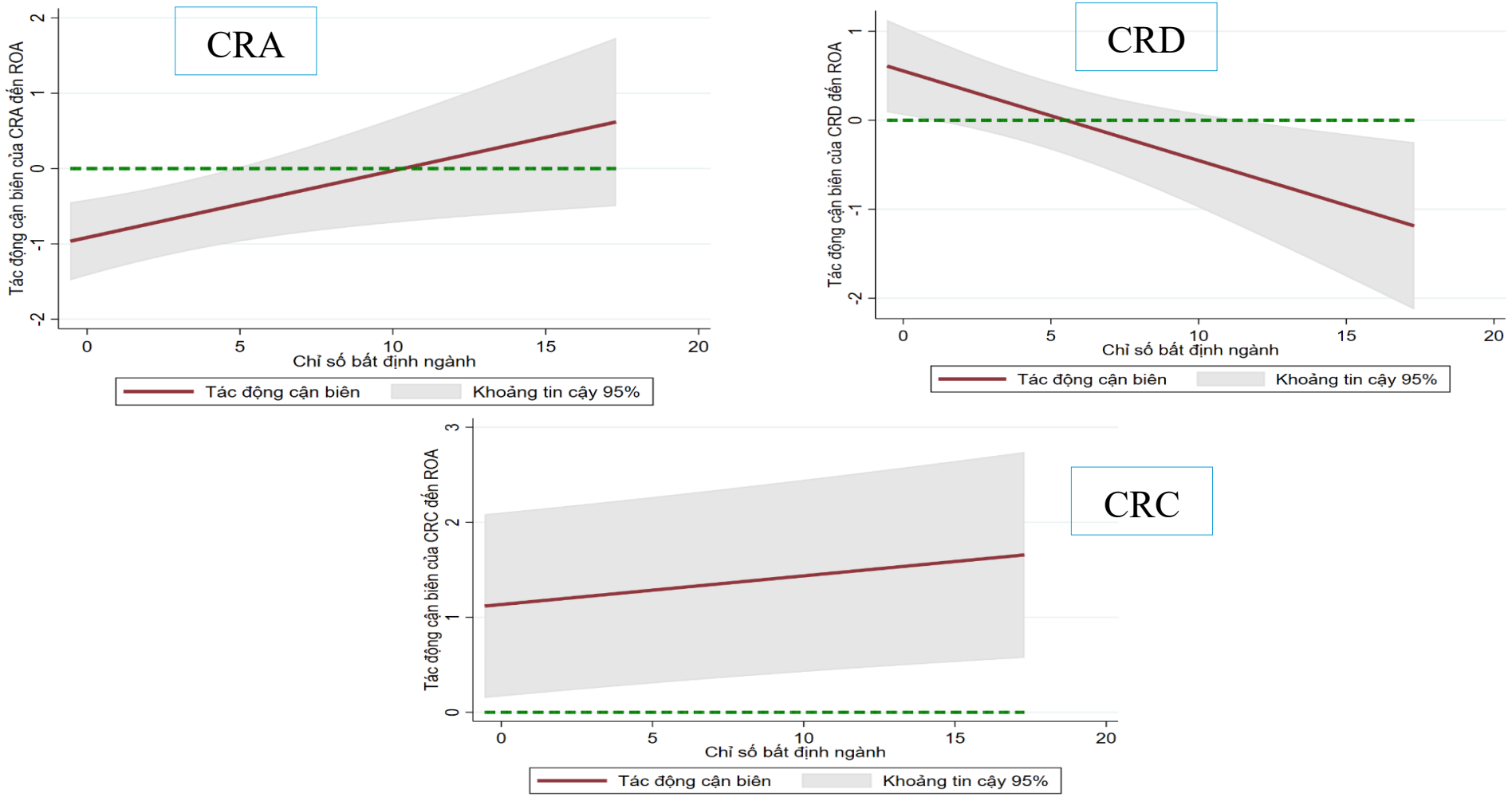
Ngưỡng đổi dấu ước tính của CRD tại UI^{*}=5,5036 nằm trong miền quan sát và có ý nghĩa ở mức 1% (p_value = 0,005). Theo ước lượng điểm, tác động của CRD chuyển từ dương sang âm khi UI_index vượt ngưỡng này. Tuy nhiên, chỉ có 56 quan sát vượt ngưỡng. Vùng đảo chiều chỉ chiếm khoảng 0,8783% mẫu nằm trên ngưỡng thuộc phần đuôi rất mỏng của phân phối. Do đó, luận án cung cấp bằng chứng cho thấy thực tế tại

các doanh nghiệp Việt Nam, giảm nợ mang lại tác động tích cực trong phần lớn các quan sát, nhưng lợi ích suy yếu và có khả năng đảo chiều tại mức bất định rất cao. Hình 4.3 minh họa đường tác động cận biên của CRD dốc xuống và cắt mức 0 quanh ngưỡng UI = 5,5 nhưng khoảng tin cậy vẫn bao phủ 0 trong một phần vùng sau ngưỡng.

- ***Tác động cận biên của cắt giảm chi phí***

Tại P25, P50 và P75, tác động lần lượt là 1,1220, 1,1250 và 1,1308. Tất cả đều dương và có ý nghĩa ở mức 5%. Khoảng tin cậy 95% tại ba phân vị đều nằm hoàn toàn trên 0. Như vậy, khi đã kiểm soát đồng thời thu hẹp tài sản và giảm nợ, cắt giảm chi phí có tác động riêng phần tích cực đến ROA trong vùng trung tâm của phân phối bất định. Khi UI_index tăng từ P25 lên P75, tác động dương của CRC tăng khoảng 0,8% [((1,1308 - 1,1220)/ 1,1220)x100], phù hợp với hệ số CRC×UI dương và cho thấy bất định ngành khuếch đại nhẹ tác động tích cực của cắt giảm chi phí. Kết quả nhất quán với mô hình CRC×UI riêng (cột 3, bảng 4.15). Tuy nhiên, độ lớn hệ số CRC giảm khi chuyển từ mô hình riêng sang mô hình tổng hợp, cho thấy tác động riêng phần của cắt giảm chi phí nhạy với việc đồng thời kiểm soát các điều chỉnh về tài sản và nợ. Kết quả phù hợp với lập luận của Lim & cộng sự (2013), cắt giảm chi phí không có tác động cố định, hiệu quả phụ thuộc vào việc doanh nghiệp loại bỏ chi phí dư thừa hay phá hủy năng lực tạo lợi nhuận. Khi CRA và CRD được giữ cố định, hệ số CRC có thể phản ánh rõ hơn phần chi phí kém hiệu quả được cắt bỏ, thay vì đồng thời phản ánh suy giảm tài sản hoặc áp lực tài chính. Luận án đóng góp và việc củng cố lập luận của Lý thuyết chi phí bất đối xứng về quan điểm, điều chỉnh chi phí là quyết định có chủ đích dưới sự đánh đổi giữa chi phí duy trì nguồn lực và chi phí tái tạo nguồn lực sau này. Do đó, tác động tích cực chỉ có thể duy trì khi việc cắt giảm mang tính chọn lọc, không phá hủy các năng lực cần thiết cho hoạt động tương lai (Anderson & cộng sự, 2003; Banker & Byzalov, 2014).

Ngưỡng đổi dấu của CRC được ước lượng tại -37,5976, nằm ngoài miền quan sát và không có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,103). Vì mọi giá trị UI_index trong mẫu đều lớn hơn ngưỡng này, tác động cận biên ước lượng của CRC duy trì dấu dương trong toàn bộ miền quan sát của dữ liệu. Hình 4.3_CRC cũng cho thấy đường tác động cận biên của CRC đi lên và nằm trên mức 0. Tuy nhiên, dải tin cậy có xu hướng mở rộng khi UI tăng, nên CRC có tác động dương tại các phân vị P25, P50 và P75.



Ghi chú: đường màu đỏ là ước lượng điểm, vùng xám là khoảng tin cậy 95%, còn đường xanh ngang tại 0 dùng để xác định dấu tác động, tác động chỉ khác 0 khi toàn bộ khoảng tin cậy nằm về một phía của đường 0.

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

Hình 4.3: Phân tích hiệu ứng biên tổng hợp 3 kênh tái cấu trúc

4.6. Kiểm định tính vững của kết quả nghiên cứu

Như đã trình bày tại mục 3.4.5, Luận án sử dụng ba nhóm kiểm tra tính vững.

Cột (1), biến giả ngành được bổ sung để kiểm soát thêm những khác biệt tương đối bền vững giữa các lĩnh vực kinh doanh.

Cột (2), các biến liên tục CRA, CRD và CRC được thay bằng biến dummy CRA5, CRD5 và CRC5, nhận giá trị 1 khi mức điều chỉnh giảm đạt ít nhất 5%, nhằm đánh giá xem kết quả có duy trì khi tái cấu trúc được nhận diện dưới dạng một sự kiện có cường độ đáng kể.

Cột (3)&(4), ROA lần lượt được thay bằng ROE và ROS để kiểm tra HQHĐ có phụ thuộc vào cách đo lường hiệu quả theo tài sản, vốn chủ sở hữu hoặc doanh thu hay không. Xem xét nhiều cấu trúc hợp lý giúp giảm nguy cơ kết luận chỉ phản ánh một lựa chọn mô hình riêng lẻ, phù hợp với tinh thần phân tích độ nhạy và quan điểm không chỉ nhìn vào p-value mà còn xem xét dấu hệ số và nội hàm kinh tế trong nghiên cứu thực nghiệm (Simonsohn & cộng sự, 2020; Young & Holsteen, 2017).

4.6.1. Kiểm định tính vững với mô hình I

Bảng 4.21 tổng hợp kết quả kiểm định độ vững cho Mô hình I (bao gồm các mô hình đánh giá tác động trực tiếp của tái cấu trúc và bất định ngành đến HQHĐ chưa xét tương tác). Nhìn chung, chiều tác động của các biến nghiên cứu chính (biến độc lập) được duy trì khá nhất quán khi bổ sung biến giả ngành, thay biến tái cấu trúc liên tục bằng biến giả ngưỡng giảm từ 5% và thay ROA bằng ROE hoặc ROS.

- ***Kênh thu hẹp tài sản: CRA-robust***

Trong mô hình chính, CRA có tác động âm đến HQHĐ nhất quán ở cả bốn kiểm định: (1) bổ sung biến giả ngành, (2) sử dụng CRA5, (3) thay ROA bằng ROE và (4) thay bằng ROS. Dấu âm cũng được duy trì trong cả bốn cấu trúc SGMM. Như vậy, kết luận rằng thu hẹp tài sản gắn với HQHĐ thấp hơn không phụ thuộc vào một thước đo hiệu quả hoặc một dạng đo lường CRA hay ROA. Sự nhất quán này củng cố kết quả đã thảo luận tại mục 4.3.1. Giảm quy mô tài sản không mặc nhiên tạo ra phục hồi nếu doanh nghiệp phải loại bỏ các tài sản hỗ trợ doanh thu hoặc năng lực cốt lõi. Lim & cộng sự (2013) đều cho thấy hiệu quả của thu hẹp tài sản phụ thuộc vào điều kiện ngành, cơ chế tạo lợi nhuận và bản chất của tài sản bị loại bỏ. Kết quả độ vững của luận án không chứng minh mọi trường hợp thu hẹp tài sản đều gây bất lợi, nhưng cho thấy mối liên hệ âm của CRA có tính nhất quán cao trong mẫu doanh nghiệp niêm yết Việt Nam.

- ***Kênh giảm đòn bẩy: CRD-robust***

Kết quả chính cho thấy CRD mang dấu dương, đặc biệt rõ hơn trong mô hình tổng hợp ba kênh. Các kiểm định độ vững nhìn chung tiếp tục duy trì chiều dương của CRD. Trong mô hình riêng, CRD có ý nghĩa khi bổ sung biến giả ngành, khi sử dụng CRD5 và khi thay ROA bằng ROS. Trường hợp sử dụng ROE vẫn mang dấu dương nhưng không có ý nghĩa thống kê. Trong mô hình tổng hợp, CRD duy trì dấu dương và có ý nghĩa trong cả bốn cấu trúc. Kết quả robust này củng cố lập luận tại mục 4.3.2. Giảm nợ có thể làm giảm áp lực thanh toán và chi phí tài chính, nhưng tác động được nhận diện rõ hơn khi những điều chỉnh đồng thời về tài sản và chi phí được kiểm soát. Việc hệ số không có ý nghĩa trong mô hình thay biến phụ thuộc là ROE không phủ nhận hoàn toàn kết quả chính, bởi vì ROE nhạy với quy mô vốn chủ sở hữu và thay đổi đòn bẩy hơn ROA. Đây cũng chính là lý do hỗ trợ việc luận án chọn ROA làm biến phụ thuộc trong mô hình chính. CRD được đánh giá là ổn định về chiều tác động.

- ***Kênh cắt giảm chi phí: CRC-robust***

Trong các mô hình CRC riêng, kết quả mô hình chính cho thấy CRC tác động dương đến ROA. Bảng 4.21 cho thấy chiều tác động này thống nhất và đều có ý nghĩa thống kê khi bổ sung biến giả ngành, sử dụng ngưỡng giảm 5% với biến nhị phân CRC5, thay ROA bằng ROE và thay bằng ROS. Kết quả phù hợp với quan điểm của lý thuyết TTC và Morrow & cộng sự (2004), trong các ngành trưởng thành và suy giảm, CRC giúp cải thiện hiệu quả hoạt động nhờ tăng hiệu quả sử dụng nguồn lực. Sự duy trì của dấu khi dùng CRC5 cho thấy kết quả phát hiện của luận án đã trình bày ở mục 4.3.3 không chỉ được tạo ra bởi các điều chỉnh chi phí rất nhỏ, mà ngay cả khi chỉ nhận diện các trường hợp cắt giảm từ 5% trở lên, kết quả này vẫn được bảo toàn. Trong mô hình tổng hợp, CRC duy trì dấu dương và có ý nghĩa qua các cấu trúc. Kết quả này thống nhất với thảo luận tại mục 4.3.4: sau khi giữ cố định thu hẹp tài sản và giảm nợ, phần tác động riêng của CRC có thể phản ánh rõ việc loại bỏ chi phí kém hiệu quả.

- ***Bất định ngành: UI_index***

Kết quả kiểm định tính vững cho thấy dấu của UI_index duy trì ổn định theo chiều dương trong tất cả các mô hình riêng của CRA, CRD, CRC và mô hình tổng hợp. Mức ý nghĩa thống kê có thể thay đổi giữa các nhóm cấu trúc, nhưng chiều tác động không thay đổi. Kết quả này củng cố bằng chứng từ mô hình chính, bất định ngành có tác động tích cực đến HQHĐ. Kết luận về chiều tác động của UI_index có tính vững trước các

cấu trúc thay thế. Theo góc nhìn COT, kết quả hàm ý về bối cảnh nghiên cứu, bất định không chỉ tạo ra chi phí điều chỉnh mà còn có thể thúc đẩy doanh nghiệp tăng cường kỷ luật nguồn lực, sàng lọc các hoạt động kém hiệu quả và cải thiện khả năng thích ứng.

- ***Biến phụ thuộc trễ và các biến kiểm soát***

Biến phụ thuộc trễ duy trì dấu dương và có ý nghĩa trong hầu hết các cấu trúc SGMM, củng cố kết luận về tính dai dẳng của HQHĐ. Kết quả này đồng thời hỗ trợ việc sử dụng mô hình bảng động thay cho các mô hình tĩnh. Ngược lại, các biến kiểm soát sizeTA, DE, LevA, Liq, GSALE và lnAGE có dấu và ý nghĩa thay đổi nhiều hơn giữa các cấu trúc. Các biến kiểm soát không phải đối tượng chính của kiểm định độ vững. Biến động này cho thấy ảnh hưởng của các đặc điểm doanh nghiệp nhạy hơn với thước đo HQHĐ, cấu trúc mô hình và kênh tái cấu trúc.

Nhìn chung, kết quả kiểm định tính vững theo từng kênh đã củng cố các kết luận chính của Mô hình I. Kết quả này làm mạnh thêm giả thuyết H_5, tác động của tái cấu trúc không đồng nhất giữa các kênh và phụ thuộc vào việc các biện pháp được đánh giá riêng lẻ hay trong một cấu hình đồng thời.

Bảng 4.21: Kết quả kiểm định tính vững mô hình I

Biến	CRA-robust				CRD-robust				CRC-robust				Tổng hợp-robust				So sánh theo kênh
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	Ổn định về chiều
	Industry FE	CRA5	ROE	ROS	Industry FE	CRD5	ROE	ROS	Industry FE	CRC5	ROE	ROS	Industry FE	CR5	ROE	ROS	
Biến phụ thuộc trễ	*** (+)	*** (+)	*** (+)	* (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	○ (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	○(+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	** (+)	Ổn định về chiều
CRA	** (−)	*** (−)	** (−)	** (−)									** (−)	*** (−)	** (−)	*** (−)	Ổn định về chiều
CRD					○ (+)	* (+)	○ (+)	** (+)					** (+)	*** (+)	*** (+)	** (+)	Ổn định về chiều
CRC									*** (+)	* (+)	** (+)	** (+)	** (+)	* (+)	** (+)	* (+)	Ổn định về chiều
UI_index	** (+)	** (+)	** (+)	* (+)	** (+)	** (+)	** (+)	* (+)	** (+)	* (+)	** (+)	○ (+)	** (+)	* (+)	** (+)	** (+)	Ổn định về chiều
SizeTA	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (+)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (+)	*** (+)	○ (−)	○ (+)	** (+)	(+)	○ (+)	○ (−)	○ (−)	Tương đối ổn định
DE	○ (−)	○ (+)	○ (+)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (+)	○ (−)	** (−)	○ (−)	○ (-)	*** (+)	○ (−)	○ (−)	Tương đối ổn định
LevA	○ (+)	○ (−)	○ (+)	○ (+)	○ (−)	○ (+)	** (+)	○ (−)	*(−)	○ (+)	***(+)	○ (+)	○ (+)	*** (−)	○ (+)	○ (+)	Tương đối ổn định
Liq	○ (+)	○ (+)	○ (−)	○ (+)	○ (−)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	** (+)	***(+)	○ (+)	** (−)	○ (+)	* (+)	Tương đối ổn định
GSALE	○ (+)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (−)	○ (+)	○ (+)	○ (−)	○ (+)	○ (−)	* (+)	*** (−)	Tương đối ổn định
lnAGE	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	** (−)	○ (−)	* (−)	○ (−)	***(−)	○ (−)	* (−)	** (−)	○ (−)	○ (−)	○ (+)	○ (+)	Tương đối ổn định
Year FE	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	
Số quan sát	6.376	6.376	6.376	6.367	6.367	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.367	6.376	6.376	6.376	6.367	
Số nhóm	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	Đạt yêu cầu
Số công cụ	44	41	50	40	42	45	38	36	44	43	41	40	59	40	43	43	Đạt yêu cầu
AR(1)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	Đạt yêu cầu
AR(2)	0,33	0,30	0,62	0,26	0,23	0,13	0,33	0,53	0,39	0,24	0,2	0,73	0,30	0,65	0,21	0,71	Đạt yêu cầu
Sargan test	0,67	0,86	0,14	0,00	0,67	0,35	0,78	0,00	0,45	0,83	0,46	0,61	0,13	0,86	0,94	0,00	Đạt yêu cầu
Hansen test	0,71	0,34	0,27	0,51	0,436	0,12	0,74	0,54	0,74	0,82	0,82	0,89	0,54	0,82	0,79	0,42	Đạt yêu cầu

Ghi chú: - (1) thêm biến kiểm soát dummy ngành (Industry FE); chiều tác động tích cực (+), tiêu cực (-).

- (2) thay biến tái cấu trúc dummy ngưỡng 5% lần lượt CRA5, CRD5, CRC5;

- thay biến phụ thuộc ROA lần lượt là (3) ROE; (4) ROS;

*-***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%;*

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

4.6.2. Kiểm định tính vững đối với mô hình II

Bảng 4.22 trình bày các kiểm định tính vững đối với Mô hình II, trong đó vai trò điều tiết của bất định ngành được xem xét thông qua các biến tương tác CRA×UI, CRD×UI và CRC×UI. Tương tự Mô hình I, nghiên cứu lần lượt bổ sung biến giả ngành, thay biến tái cấu trúc liên tục bằng biến giả lần lượt là CRA5, CRD5, CRC5 với ngưỡng giảm từ 5% và thay ROA bằng ROE hoặc ROS. Kết quả được đánh giá chủ yếu dựa trên sự nhất quán về dấu, mức ý nghĩa và nội hàm kinh tế giữa các cấu trúc mô hình. Theo Gelman & Stern (2006) chiều tác động và độ ổn định của các kết luận được ưu tiên hơn việc so sánh cơ học về mức ý nghĩa thống kê.

Đối với kênh thu hẹp tài sản, giống như mô hình chính CRA×UI của 4 nhóm robust duy trì dấu âm trong kênh riêng lẻ và chuyển sang tương tác dương trong kênh tổng hợp, có ý nghĩa trong cả bốn kiểm định của mô hình tương tác riêng và tổng hợp. Củng cố phát hiện chính, bất định ngành có xu hướng làm tác động bất lợi của CRA trở nên mạnh hơn khi thu hẹp tài sản được xem xét độc lập. Kết quả này phù hợp với lập luận, hậu quả của cắt giảm tài sản phụ thuộc vào điều kiện ngành và khả năng doanh nghiệp phân biệt tài sản dư thừa với nguồn lực có giá trị chiến lược (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004).

Đối với kênh giảm nợ, CRD×UI mang dấu âm và có ý nghĩa trong toàn bộ các cấu trúc của cả mô hình riêng và mô hình tổng hợp. Đây là kết quả có mức độ nhất quán cao trong Mô hình II. Trong mô hình tổng hợp so với mô hình chính, CRD tiếp tục mang dấu dương và có ý nghĩa, trong khi CRD×UI duy trì dấu âm. Kết quả này củng cố H_8, Bất định ngành làm suy yếu tác động tích cực của chiến lược giảm nợ đến HQHĐ. Như vậy, giảm nợ có tác động thuận lợi tại mức bất định tham chiếu, nhưng lợi ích suy yếu khi bất định ngành gia tăng. Kết quả cũng góp phần làm rõ hơn tranh luận, giảm nghĩa vụ nợ có thể giảm áp lực tài chính. Song trong môi trường khó dự báo, việc thu hẹp nguồn tài trợ có thể làm giảm tính linh hoạt và khả năng ứng phó của doanh nghiệp (Koh & cộng sự, 2015; Sudarsanam & Lai, 2001).

Đối với cắt giảm chi phí, CRC×UI duy trì dấu dương và có ý nghĩa thống kê trong cả mô hình tương tác riêng và mô hình tổng hợp. Đồng thời, CRC cũng mang dấu dương trong. Vì vậy, kết quả không phản ánh cơ chế bất định ngành làm suy yếu một tác động tiêu cực của CRC, mà cho thấy bất định ngành làm tăng cường tác động tích cực của cắt giảm chi phí lên ROA. Kết quả này phù hợp với lập luận của dòng lý thuyết

về phục hồi, hiệu quả của cắt giảm chi phí phụ thuộc vào loại chi phí bị cắt và khả năng doanh nghiệp bảo toàn các năng lực tạo lợi nhuận cốt (Cascio & cộng sự, 2021; Morrow & cộng sự, 2004; Robbins & Pearce, 1992). Trong mô hình tổng hợp, CRC và CRC×UI đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê ổn định, cung cấp bằng chứng thực nghiệm xác nhận sự tồn tại của vai trò điều tiết dương của bất định ngành đối với tái cấu trúc.

Đối với bất định ngành, UI_index nhìn chung mang dấu dương trong các mô hình có tương tác riêng và có ý nghĩa thống kê. Trong mô hình tổng hợp, UI_index cũng duy trì dấu dương nhưng mức ý nghĩa yếu hơn và không ổn định. Kết quả này phù hợp với mô hình chính. Qua đó góp phần hỗ trợ nhận định, tác động của bất định ngành được biểu hiện rõ hơn thông qua các biến tương tác hơn là thông qua một tác động trực tiếp đồng nhất. Nói cách khác, vai trò của bất định ngành chủ yếu nằm ở việc điều tiết thay đổi hiệu quả của quyết định tái cấu trúc.

Biến phụ thuộc trễ duy trì dấu dương và có ý nghĩa trong hầu hết các cấu trúc, củng cố tính dai dẳng của HQHĐ và sự phù hợp của mô hình bảng động. Các biến kiểm soát có dấu và mức ý nghĩa thay đổi nhiều hơn, nhưng không làm đảo ngược kết luận đối với các biến tương tác. Vì vậy, nhóm biến kiểm soát chỉ được luận án xem xét là tương đối, không phải cơ sở chính để đánh giá độ vững của Mô hình II. Các kiểm định thống kê nhìn chung bảo đảm điều kiện SGMM. AR(1) có ý nghĩa, trong khi AR(2) không có ý nghĩa. Kiểm định Hansen đều không bác bỏ tính hợp lệ chung của bộ công cụ, số công cụ dao động từ 41 đến 70, thấp hơn đáng kể 484 nhóm doanh nghiệp. Một số kiểm định Sargan có p-value thấp, nhưng do Sargan không vững trước phương sai thay đổi, kết quả Hansen phù hợp hơn với mô hình SGMM hai bước. Nhìn chung, các kiểm định độ vững củng cố kết luận, vai trò điều tiết của bất định ngành khác nhau giữa các kênh tái cấu trúc. CRD×UI duy trì dấu âm ổn định nhất, CRC×UI duy trì dấu dương, CRA×UI ổn định trong từng nhóm mô hình nhưng đổi dấu giữa mô hình riêng và mô hình tổng hợp. Kết quả kiểm định độ vững này củng cố H_{10} về tính không đồng nhất của vai trò điều tiết giữa các chiến lược tái cấu trúc.

Bảng 4.22: Kết quả kiểm định tính vững mô hình II

Biến	CRAxUI				CRDxUI				CRCxUI				Tổng hợp 3 kênh				So sánh theo kênh
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	
	sector	CRA5	ROE	ROS	sector	CRD5	ROE	ROS	sector	CRC5	ROE	ROS	sector	CR5	ROE	ROS	Ổn định về chiều
Biến phụ thuộc trễ	*** (+)	*** (+)	*** (+)	○ (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	○ (+)	*** (+)	*** (+)	*** (+)	○ (+)	Ổn định về chiều
CRA	* (−)	*** (−)	* (−)	** (−)									*** (−)	*** (−)	* (−)	** (−)	Ổn định về chiều
CRD					○ (+)	○ (+)	* (+)	** (+)					** (+)	** (+)	* (+)	** (+)	Ổn định về chiều
CRC									*** (+)	* (+)	* (+)	* (+)	* (+)	* (+)	○ (+)	○ (+)	Ổn định về chiều
UI_index	** (+)	** (+)	* (+)	** (+)	** (+)	** (+)	* (+)	○ (+)	** (+)	** (+)	*** (+)	* (+)	○ (+)	○ (+)	* (+)	○ (+)	Ổn định về chiều
CRAxUI	* (−)	* (−)	* (−)	* (−)									** (+)	* (+)	** (+)	** (+)	Ổn định về chiều
CRDxUI					* (−)	* (−)	* (−)	* (−)					*** (−)	* (−)	** (−)	*** (−)	Ổn định về chiều
CRCxUI									** (+)	* (+)	** (+)	** (+)	* (+)	* (+)	* (+)	** (+)	Ổn định về chiều
SizeTA	○ (+)	○ (−)	○ (+)	○ (−)	* (+)	○ (−)	*(−)	* (+)	***(+)	○ (+)	○ (−)	** (+)	○ (+)	○ (−)	○ (+)	*(+)	Tương đối ổn định
DE	○ (−)	○ (+)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	** (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	**(−)	○ (−)	○ (−)	*(+)	○ (+)	Tương đối ổn định
LevA	○ (+)	○ (−)	**(+)	○ (+)	○ (+)	** (+)	**(+)	○ (+)	○ (−)	○ (−)	* (+)	○ (+)	*(−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	Tương đối ổn định
Liq	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	**(+)	* (+)	**(+)	* (+)	○ (+)	○ (+)	***(+)	○ (-)	○ (+)	○ (−)	**(+)	Tương đối ổn định
GSALE	○ (−)	○ (−)	○ (+)	*(−)	○ (−)	○ (+)	○ (−)	**(+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (+)	○ (−)	○ (−)	Tương đối ổn định
lnAGE	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	* (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	** (−)	○ (−)	** (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	○ (−)	Tương đối ổn định
Year FE	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	
Số quan sát	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	6.376	
Số nhóm	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	484	Đạt yêu cầu
Số công cụ	56	43	51	41	56	45	44	42	49	49	44	44	70	54	55	41	Đạt yêu cầu
AR(1)	0,000	0,003	0,000	0,020	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,019	0,000	0,002	Đạt yêu cầu
AR(2)	0,614	0,125	0,744	0,739	0,319	0,291	0,331	0,576	0,583	0,852	0,184	0,981	0,846	0,556	0,662	0,271	Đạt yêu cầu
Sargan test	0,843	0,977	0,000	0,140	0,767	0,979	0,146	0,934	0,031	0,614	0,120	0,217	0,989	0,955	0,146	0,367	Đạt yêu cầu
Hansen test	0,416	0,538	0,499	0,813	0,800	0,409	0,161	0,742	0,596	0,293	0,696	0,639	0,707	0,775	0,321	0,314	Đạt yêu cầu

*Ghi chú: (1) thêm biến kiểm soát dummy ngành; chiều tác động tích cực (+), tiêu cực (-); (2) thay biến tái cấu trúc dummy ngưỡng 5% lần lượt CRA5, CRD5, CRC5; thay biến phụ thuộc ROA lần lượt là (3) ROE; (4) ROS; ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%;*

4.7. Phân tích độ nhạy theo ngành

Bảng 4.23 trình bày kết quả phân tích độ nhạy bằng cách lần lượt loại từng ngành khỏi mẫu và ước lượng lại các mô hình tương tác riêng cũng như mô hình tổng hợp. Ý tưởng này xuất phát từ việc xác định xem liệu các kết luận chính có bị chi phối bởi một ngành hay không. Luận án so sánh tương đối, một kết quả được xem là có độ nhạy thấp sẽ không bị nhiễu mạnh khi dấu và nội hàm kinh tế của hệ số được duy trì qua các mẫu loại trừ hợp lệ. Thay đổi giữa có ý nghĩa và không có ý nghĩa không tự thân chứng minh các hệ số khác nhau về mặt thống kê (Gelman & Stern, 2006).

- ***Kênh thu hẹp tài sản***

Trong mô hình CRA×UI riêng, hệ số CRA duy trì dấu âm trong cả 8 mẫu loại trừ, cho thấy chiều tác động bất lợi của thu hẹp tài sản không phụ thuộc hoàn toàn vào một ngành cụ thể. Mức ý nghĩa thống kê nhạy hơn với thành phần ngành: CRA chỉ còn có ý nghĩa khi loại ngành Điện, nước & xăng dầu khí đốt, Tài nguyên cơ bản và Thực phẩm & đồ uống, trong khi không có ý nghĩa ở năm trường hợp loại ngành còn lại. Như vậy, chiều tác động của CRA ổn định hơn mức ý nghĩa thống kê. Tương tự, CRA×UI giữ dấu âm trong 8/8 mẫu loại trừ, cho thấy chiều điều tiết âm của bất định ngành khá bền vững.

- ***Kênh giảm nợ***

Trong mô hình CRD×UI riêng, hệ số CRD duy trì dấu dương trong cả 8 mẫu loại trừ, nhất quán với mô hình cơ sở, đều không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy chiều tác động của giảm nợ tương đối ổn định theo thành phần ngành. CRD×UI duy trì dấu âm trong 8/8 trường hợp loại ngành, cho thấy chiều điều tiết âm của bất định ngành không bị chi phối bởi một ngành cụ thể. Vì vậy, kiểm định này củng cố độ ổn định về chiều của cơ chế điều tiết, nhưng không củng cố độ vững về mức ý nghĩa thống kê.

- ***Kênh cắt giảm chi phí***

CRC giữ dấu dương trong cả 8 mẫu loại trừ, phù hợp với kết quả mô hình tương tác riêng. Hệ số vẫn có ý nghĩa trong phần lớn các trường hợp, ngoại trừ khi loại ngành bất động sản. Tác động tích cực của cắt giảm chi phí nhìn chung có độ ổn định tương đối cao, nhưng cường độ chịu ảnh hưởng của cấu trúc ngành. CRC×UI giữ dấu dương trong 8/8 mẫu. Qua đó cho thấy H_9 nhận được xác nhận tương đối mạnh, bất định ngành làm tăng tác động tích cực của cắt giảm chi phí trong hoạt động tái cấu trúc.

- ***Mô hình tổng hợp ba kênh***

Trong mô hình tổng hợp, các hệ số chính thể hiện độ ổn định cao về chiều. CRA duy

trì dấu âm trong cả tám mẫu loại trừ, CRD và CRC duy trì dấu dương trong toàn bộ các trường hợp. Củng cố kết luận, khi ba chiến lược được kiểm soát đồng thời, thu hẹp tài sản có tác động riêng phần bất lợi, trong khi giảm nợ và cắt giảm chi phí có tác động riêng phần thuận lợi. Các biến tương tác cũng giữ dấu nhất quán: CRA×UI luôn dương, CRD×UI luôn âm và CRC×UI luôn dương trong 8 mẫu con. Kết quả cho thấy sự khác biệt về chiều điều tiết giữa ba kênh không bị tạo ra bởi riêng một ngành. Vì vậy, H_{10} tiếp tục nhận được sự ủng hộ (bất định ngành làm thay đổi tác động của từng chiến lược theo các hướng khác nhau). UI_index giữ dấu dương trong 8/8 trường hợp. Nhìn chung, phân tích loại lần lượt từng ngành cho thấy các kết luận của các giả thuyết có mức độ ổn định tương đối cao về chiều. Trong các mô hình riêng, CRA, CRD và CRC chủ yếu duy trì tác động âm; CRD×UI, CRA×UI và CRC×UI giữ độ ổn định trong các mẫu phân tích. Trong mô hình tổng hợp, CRA âm, CRD dương, CRC dương và ba hệ số tương tác được duy trì chiều tác động ở tất cả các mẫu. Củng cố kết luận rằng vai trò điều tiết của bất định ngành khác nhau giữa các kênh tái cấu trúc. Các phát hiện chính không bị chi phối hoàn toàn bởi một ngành duy nhất, nhưng cường độ và mức ý nghĩa của tác động vẫn phụ thuộc vào cấu trúc ngành của mẫu. Đây cũng là bằng chứng thực nghiệm phù hợp với Lý thuyết COT, hiệu quả của tái cấu trúc không mang tính phổ quát mà phụ thuộc vào môi trường ngành, đặc điểm tài sản và cấu hình nguồn lực của doanh nghiệp.

Bảng 4.23: Phân tích độ nhạy của kết quả đối với thành phần ngành của mẫu (mô hình II)

Kênh	Biến chính	Mẫu ban đầu	Loại ngành Bất động sản	Loại Điện, nước&xăng dầu khí đốt	Loại Hàng & Dịch vụ Công nghiệp	Loại Hàng cá nhân & Gia dụng	Loại ngành Hóa chất	Loại Tài nguyên Cơ bản	Loại Thực phẩm và đồ uống	Loại Xây dựng và Vật liệu	Cùng chiều
		(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
CRA	CRA	-0,577** (0,035)	-0,371 (0,122)	-0,484** (0,028)	-0,385 (0,180)	-0,333 (0,319)	-0,518 (0,148)	-0,468* (0,077)	-0,603** (0,019)	-0,203 (0,306)	8/8
	UI_index	0,018** (0,013)	0,025 (0,245)	0,013* (0,063)	0,014** (0,028)	0,012* (0,065)	0,017 (0,140)	0,014** (0,031)	0,018*** (0,009)	0,010* (0,104)	8/8
	CRAxUI	-0,0367* (0,073)	-0,021 (0,698)	-0,037* (0,110)	-0,034 (0,212)	-0,037 (0,130)	-0,042 (0,122)	-0,029 (0,152)	-0,030* (0,067)	-0,020 (0,485)	8/8
	SGMM	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	
	Nhận xét		Nhạy	Rất ổn định	Tương đối ổn định	Tương đối ổn định	Nhạy	Tương đối ổn định	Rất ổn định	ổn định	
CRD	CRD	0,008 (0,967)	0,022 (0,875)	0,066 (0,724)	0,096 (0,500)	0,048 (0,794)	0,028 (0,886)	0,064 (0,761)	0,027 (0,864)	0,010 (0,949)	8/8
	UI_index	0,016** (0,027)	0,017 (0,388)	0,011* (0,098)	0,007 (0,196)	0,013** (0,043)	0,017 (0,182)	0,015** (0,035)	0,017** (0,016)	0,010* (0,076)	8/8
	CRDxUI	-0,036* (0,073)	-0,009 (0,891)	-0,022 (0,391)	-0,016 (0,206)	-0,035* (0,107)	-0,032 (0,180)	-0,028 (0,120)	-0,021 (0,166)	-0,022 (0,277)	8/8
	SGMM	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	
	Nhận xét		Nhạy	Tương đối ổn định	Nhạy	Tương đối ổn định	Nhạy	Tương đối ổn định	Tương đối ổn định	Tương đối ổn định	
CRC	CRC	1,662*** (0,005)	1,042 (0,143)	1,598** (0,021)	2,103*** (0,001)	1,867*** (0,004)	1,740*** (0,009)	1,220** (0,030)	1,635** (0,025)	0,863 (0,212)	8/8
	UI_index	0,015*** (0,007)	0,021 (0,349)	0,015*** (0,006)	0,010* (0,058)	0,011** (0,026)	0,011 (0,178)	0,010* (0,066)	0,017*** (0,002)	0,010** (0,019)	8/8
	CRCxUI	0,025** (0,019)	0,022 (0,800)	0,025** (0,012)	0,020* (0,117)	0,020* (0,077)	0,020* (0,067)	0,021** (0,051)	0,028** (0,014)	0,017** (0,054)	8/8
	SGMM	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	
	Nhận xét		Nhạy	Rất ổn định	Rất ổn định	Rất ổn định	Tương đối ổn định	Rất ổn định	Rất ổn định	Tương đối ổn định	
Tổng hợp 3 kênh	CRA	-0,915*** (0,000)	-0,871** (0,005)	-0,840*** (0,003)	-1,163*** (0,001)	-0,792*** (0,007)	-0,795*** (0,002)	-0,789** (0,025)	-0,675*** (0,007)	-0,912*** (0,000)	
	CRD	0,554** (0,028)	0,566* (0,059)	0,455* (0,090)	0,771*** (0,008)	0,424* (0,113)	0,440* (0,085)	0,405 (0,240)	0,321 (0,197)	0,746*** (0,001)	8/8
	CRC	1,135** (0,022)	0,454 (0,562)	1,183** (0,031)	1,671*** (0,002)	1,095** (0,036)	1,038* (0,069)	1,290** (0,044)	0,932* (0,112)	0,888* (0,089)	8/8
	UI_index	0,013 (0,158)	0,004 (0,774)	0,008 (0,319)	0,011 (0,218)	0,002 (0,678)	0,005 (0,613)	0,005 (0,485)	0,010 (0,206)	0,010 (0,159)	8/8
	CRAxUI	0,089** (0,012)	0,074 (0,547)	0,106*** (0,007)	0,079* (0,070)	0,054* (0,113)	0,078** (0,048)	0,052 (0,169)	0,066* (0,107)	0,081** (0,018)	8/8
	CRDxUI	-0,101*** (0,004)	-0,137 (0,316)	-0,110*** (0,005)	-0,103*** (0,005)	-0,064* (0,058)	-0,093** (0,022)	-0,044 (0,222)	-0,073* (0,073)	-0,087*** (0,004)	8/8
	CRCxUI	0,030** (0,026)	0,024 (0,640)	0,032** (0,028)	0,037* (0,091)	0,016 (0,158)	0,021 (0,153)	0,017 (0,247)	0,029** (0,038)	0,025** (0,025)	8/8
	SGMM	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	Đạt	
	Nhận xét		Nhạy	Rất ổn định	Rất ổn định	Tương đối ổn định	Tương đối ổn định	Nhạy	Ổn định	Rất Ổn định	

Tóm tắt chương 4

Chương 4 cho thấy các chiến lược tái cấu trúc tác động không đồng nhất đến HQHĐ. Xét theo các giả thuyết: CRA duy trì hệ số âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy H_1 được ủng hộ. CRD mang dấu dương cho thấy H2 được ủng hộ. Đối với kênh riêng CRC nghiên về ủng hộ H_{4a} và các kênh CRA, CRD và kênh tổng hợp nghiêng về ủng hộ H_{4b}. sự khác biệt về dấu, độ lớn và mức ý nghĩa thống kê cung cấp bằng chứng phù hợp với H_5. Bằng chứng ủng hộ H_6, tác động của tái cấu trúc đến HQHĐ không đồng nhất giữa trạng thái bất định ngành cao và thấp. H_7 không được ủng hộ trong mô hình tổng hợp vì UI làm giảm, thay vì khuếch đại, tác động tiêu cực của CRA. H_8 được ủng hộ khi lợi ích của CRD suy yếu theo UI_index. H_9 không được ủng hộ theo cơ chế dự kiến ban đầu vì CRC không mang tác động tiêu cực mà đã dương và được UI khuếch đại. Sự khác biệt về chiều và cường độ điều tiết giữa ba kênh tiếp tục cung cấp bằng chứng ủng hộ H10. Các kiểm định độ vững nhìn chung duy trì chiều tác động theo các nhóm giả thuyết.

CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

5.1. Kết luận

Luận án nghiên cứu tác động của ba chiến lược tái cấu trúc theo hướng phòng vệ, gồm thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí hoạt động, đến HQHĐ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam trong điều kiện bất định ngành. Trên cơ sở dữ liệu bảng không cân bằng gồm 484 doanh nghiệp trong giai đoạn 2010-2024. Luận án sử dụng phương pháp SGMM hai bước nhằm kiểm soát tính động của HQHĐ, dị biệt không quan sát được và khả năng nội sinh của các quyết định tái cấu trúc. Bên cạnh các mô hình tác động trực tiếp, luận án phân tích sự khác biệt giữa trạng thái bất định thấp và cao, ước lượng các mô hình tương tác, tính tác động cận biên, xác định ngưỡng đổi dấu và thực hiện nhiều kiểm định tính vững cũng như độ nhạy theo ngành. Kết quả trước hết cho thấy HQHĐ có tính dai dẳng theo thời gian. Hệ số của ROA trễ mang dấu dương và có ý nghĩa các mô hình. Phát hiện này khẳng định hiệu quả hiện tại không chỉ phản ánh các quyết định tại thời điểm mà doanh nghiệp thực hiện tái cấu trúc mà còn chịu ảnh hưởng của nền tảng nguồn lực, năng lực quản trị và kết quả tích lũy từ quá khứ. Do đó, tái cấu trúc không nên được xem là một hành động đơn kỳ có khả năng tạo ra sự thay đổi tức thời, mà là một quá trình điều chỉnh liên tục, trong đó kết quả phụ thuộc vào điểm xuất phát và chất lượng trong quá trình triển khai. Thực trạng tái cấu trúc cho thấy giảm nợ là chiến lược xuất hiện phổ biến nhất (46,93%), tiếp đó là cắt giảm chi phí (40,85%) và thu hẹp tài sản (39,38%). Tái cấu trúc theo hướng phòng vệ của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam chủ yếu diễn ra theo hướng điều chỉnh dần dần hơn là các cú cắt giảm lớn. Một số kết quả được tóm tắt như sau:

5.1.1. Về tác động trực tiếp của các chiến lược tái cấu trúc

Đối với chiến lược thu hẹp tài sản, CRA mang dấu âm và có ý nghĩa trong cả mô hình riêng (-0,494) và mô hình tổng hợp (-0,533). Kết quả này được duy trì khi bổ sung biến giả ngành, thay CRA bằng biến giả ngưỡng 5%, thay ROA bằng ROE hoặc ROS và loại lần lượt từng ngành khỏi mẫu (8 ngành). Vì vậy, tác động bất lợi của thu hẹp tài sản là một trong những phát hiện có mức độ nhất quán cao nhất của luận án. Phát hiện trên không ủng hộ quan điểm đơn giản rằng thu hẹp tài sản hoặc giảm quy mô tài sản đương nhiên cải thiện hiệu quả nhờ loại bỏ nguồn lực dư thừa. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy tái cấu trúc tài sản có thể bao gồm đóng cửa cơ sở sản xuất, thoái vốn và giảm tài sản cố định hoặc hàng tồn kho, đồng thời hiệu quả của chiến lược phụ thuộc đáng kể

vào môi trường cạnh tranh và loại tài sản bị loại bỏ. Về mặt lý thuyết, nếu việc thu hẹp tập trung vào những tài sản hoạt động kém hiệu quả hoặc không còn phù hợp với định hướng chiến lược, doanh nghiệp có thể tái phân bổ nguồn lực sang các hoạt động hiệu quả hơn. Ngược lại, nếu việc thu hẹp làm mất những tài sản chứa đựng năng lực chiến lược, khả năng tạo doanh thu và phục hồi trong các giai đoạn tiếp theo có thể bị suy giảm. Morrow & cộng sự (2004) cũng cảnh báo rằng việc loại bỏ nguồn lực có giá trị trong giai đoạn cắt giảm có thể làm suy yếu khả năng doanh nghiệp chuyển sang giai đoạn tăng trưởng sau tái cấu trúc.

Đối với chiến lược giảm nợ, CRD nhìn chung gắn với ROA cao hơn, đặc biệt khi ba kênh tái cấu trúc được đưa đồng thời vào mô hình. Cụ thể, hệ số CRD trong mô hình riêng là 0,261 nhưng chưa có ý nghĩa thống kê, trong khi hệ số trong mô hình tổng hợp tăng lên 0,299 và có ý nghĩa ở mức 5%. Điều này cho thấy sau khi đã kiểm soát các điều chỉnh về tài sản và chi phí, giảm nghĩa vụ nợ tạo ra lợi ích riêng phần thông qua giảm chi phí tài chính, áp lực thanh toán và mức độ dễ tổn thương tài chính. Kết quả phù hợp với bằng chứng về việc tăng nợ có quan hệ bất lợi với khả năng phục hồi, trong khi giảm đầu tư và phối hợp nhiều chiến lược phù hợp có thể hỗ trợ doanh nghiệp vượt qua khó khăn (Koh & cộng sự, 2015). Nghiên cứu điển hình tại các doanh nghiệp Tây ban nha của Palacín-Sánchez & cộng sự (2023) cũng cho thấy trong một thời gian dài, công ty chủ yếu tập trung vào tái cấu trúc nợ. Tuy nhiên, lợi ích của giảm nợ không mang tính tuyệt đối. Sudarsanam & Lai (2001) cho thấy doanh nghiệp phục hồi và không phục hồi có thể sử dụng những nhóm chiến lược tái cấu trúc khá giống nhau. Khác biệt quan trọng nằm ở thời điểm, cường độ và hiệu quả triển khai. Do đó, điều chỉnh nợ có thể hỗ trợ quá trình ổn định tài chính, nhưng không thay thế được việc cải thiện năng lực hoạt động cốt lõi.

Đối với chiến lược cắt giảm chi phí, kết quả cho thấy CRC có tác động tích cực đến hiệu HQHĐ của doanh nghiệp. Trong mô hình riêng, hệ số CRC mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Khi CRA, CRD và CRC được đưa đồng thời vào mô hình tổng hợp, tác động của CRC tiếp tục duy trì theo chiều dương. Kết quả này được củng cố qua các kiểm định độ vững, cho thấy chiều tác động của CRC tương đối ổn định trước các cấu trúc thay thế. Phát hiện này hàm ý rằng trong mẫu nghiên cứu, cắt giảm chi phí có thể giúp doanh nghiệp loại bỏ các khoản chi kém hiệu quả và cải thiện hiệu quả sử dụng nguồn lực. Tuy nhiên, kết quả không hàm ý rằng mọi hình thức cắt giảm chi phí đều có lợi. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy các khoản chi phí bán hàng và quản lý bao gồm

nhiều khoản như quảng cáo, marketing, nghiên cứu và phát triển, tiền lương và các khoản hỗ trợ hoạt động doanh nghiệp. Vì vậy, cắt giảm thiếu chọn lọc có thể đồng thời loại bỏ cả chi phí không hiệu quả và những khoản chi cần thiết để duy trì năng lực cạnh tranh. Tương tự, Lim & cộng sự (2013) cho thấy cắt giảm chi phí có thể gây bất lợi đối với các doanh nghiệp dựa nhiều vào đổi mới nếu làm suy giảm các hoạt động xây dựng năng lực. Do đó, kết quả của luận án ủng hộ cách tiếp cận cắt giảm chi phí có chọn lọc, tập trung vào các khoản chi kém hiệu quả nhưng hạn chế làm suy giảm những nguồn lực duy trì năng lực cốt lõi và khả năng tạo giá trị trong tương lai.

5.1.2. Về bất định ngành và sự khác biệt theo trạng thái bất định

Kết quả cho thấy bất định ngành có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. UI_index duy trì dấu dương trong các mô hình riêng của CRA, CRD, CRC và trong mô hình tổng hợp ba kênh. Kết quả tiếp tục được duy trì qua các kiểm định độ vững. Như vậy, tác động trực tiếp của bất định ngành thể hiện tính ổn định tương đối về chiều tác động, cho thấy trong bối cảnh nghiên cứu, mức độ bất định cao hơn có thể tạo áp lực thúc đẩy doanh nghiệp tăng cường kỷ luật nguồn lực, sàng lọc hoạt động kém hiệu quả và cải thiện khả năng thích ứng.

Kết quả phân nhóm tiếp tục cho thấy sự khác biệt giữa trạng thái bất định ngành thấp và cao, qua đó ủng hộ nhận định, tác động của các chiến lược tái cấu trúc đến hiệu quả hoạt động có sự khác biệt giữa trạng thái bất định ngành cao và trạng thái bất định ngành thấp. Lợi ích của giảm nợ được nhận diện rõ nhất trong trạng thái bất định thấp và khi đồng thời kiểm soát tái cấu trúc tài sản và chi phí. Ngược lại, thu hẹp tài sản chưa cho thấy lợi ích ngay cả trong trạng thái bất định thấp, trong khi CRC không cung cấp bằng chứng rõ ràng ở cả hai trạng thái bất định. Như vậy, mặc dù tác động trực tiếp của bất định ngành tương đối ổn định theo chiều dương, hiệu quả của từng chiến lược tái cấu trúc vẫn phụ thuộc vào điều kiện bất định mà doanh nghiệp phải đối mặt.

Phát hiện này đóng góp cho Lý thuyết COT, theo đó không tồn tại một chiến lược tái cấu trúc tối ưu cho mọi môi trường. Morrow & cộng sự (2004) cho thấy tác động của thu hẹp tài sản và chi phí thay đổi giữa các ngành tăng trưởng, trưởng thành và suy giảm. Từ góc nhìn xử lý thông tin và nguồn lực, Bergh (1998) cho thấy khi bất định thị trường sản phẩm gia tăng, chi phí xử lý thông tin và phối hợp tăng lên, đồng thời hiệu quả của tái cấu trúc danh mục phụ thuộc vào mức độ liên quan của các đơn vị kinh doanh được mua lại hoặc thoái vốn. Kết quả của luận án mở rộng những lập luận này sang ba kênh

tái cấu trúc phòng vệ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết Việt Nam, trong đó bất định được đo lường trực tiếp từ độ phân tán của các cú sốc doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận ở cấp ngành-năm.

5.1.3. Về vai trò điều tiết của bất định ngành

Đối với thu hẹp tài sản, CRA×UI mang dấu âm trong mô hình riêng nhưng chuyển sang dương và có ý nghĩa trong mô hình tổng hợp. Trong mô hình riêng, bất định ngành có xu hướng khuếch đại tác động bất lợi của CRA, mặc dù cường độ điều tiết tương đối nhỏ và hệ số tương tác chỉ có ý nghĩa ở mức 10%. Mức gia tăng độ lớn tác động cận biên âm tăng khoảng 1,9% từ P25 đến P75. Trong mô hình riêng ủng hộ nhận định bất định ngành khuếch đại tác động tiêu cực của chiến lược thu hẹp tài sản đến hiệu quả hoạt động, ngược lại khi ba kênh được kiểm soát đồng thời, bất định làm giảm bớt tác động tiêu cực riêng phần của CRA.

Đối với giảm nợ, CRD×UI duy trì dấu âm trong cả mô hình riêng và mô hình tổng hợp, qua đó ủng hộ nhận định bất định ngành làm suy yếu tác động tích cực của chiến lược giảm nợ đến hiệu quả hoạt động. Trong mô hình tổng hợp, CRD có tác động dương và có ý nghĩa, trong khi CRD×UI âm và có ý nghĩa cao (1%), cho thấy bất định ngành làm suy yếu lợi ích của giảm nợ. Tác động cận biên dương của CRD giảm từ 0,5960 tại phân vị P25 xuống 0,5666 tại P75, tương đương khoảng 4,9%. Theo ước lượng điểm, tác động của CRD tiến về 0 tại UI_index khoảng 5,48 và có khả năng đảo chiều ở mức bất định rất cao. Kết quả cho thấy lợi ích của giảm nợ không cố định mà suy yếu khi môi trường ngành trở nên khó dự báo hơn (CRD tích cực khi UI_index < 5,48 và tiêu cực khi UI_index > 5,48).

Đối với cắt giảm chi phí, CRC×UI duy trì dấu dương trong cả mô hình riêng và mô hình tổng hợp. CRC cũng mang dấu dương trong hai cấu trúc mô hình, bất định ngành làm tăng nhẹ tác động tích cực của CRC đối với ROA. Trong mô hình tổng hợp, tác động cận biên tăng khoảng 0,8% từ P25 đến P75. Vì vậy, kết quả phát hiện tác động điều tiết dương theo hướng khếch đại tác động tích cực của CRC đến ROA.

Trong mô hình tổng hợp, UI làm giảm bớt tác động bất lợi của CRA, làm suy yếu lợi ích của CRD nhưng khuếch đại nhẹ tác động tích cực của CRC. Điều này cho thấy hiệu quả của tái cấu trúc phòng vệ phụ thuộc không chỉ vào mức độ điều chỉnh mà còn vào loại nguồn lực được tái cấu trúc và trạng thái UI. Kết quả phù hợp với quan điểm rằng sự lựa chọn và phối hợp các nguồn lực quan trọng hơn số lượng biện pháp tái cấu trúc.

Koh & cộng sự (2015) cho thấy việc thực hiện ít nhất ba chiến lược có liên hệ với phục hồi, nhưng sử dụng nhiều hơn không tạo thêm lợi ích đáng kể. Forcadell & cộng sự (2025) cũng nhấn mạnh rằng nguồn lực được giải phóng từ tái cấu trúc chỉ tạo giá trị khi được tái triển khai vào những hoạt động có tiềm năng tăng trưởng và bổ trợ cho năng lực hiện hữu. Xét chung ba kênh trên các phân vị từ P25 đến P75: CRA duy trì tác động âm nhưng mức độ bất lợi giảm khoảng 2,7%. CRD có tác động dương nhưng lợi ích giảm khoảng 4,9%. CRC có tác động dương và tăng nhẹ khoảng 0,8%. Như vậy, bất định ngành không chỉ làm thay đổi độ lớn mà còn tạo ra các cơ chế điều tiết khác nhau giữa điều chỉnh tài sản, nợ và chi phí. Xét theo các giả thuyết: H_7 được ủng hộ một phần trong kênh CRA riêng, không được ủng hộ trong mô hình tổng hợp vì UI làm giảm, thay vì khuếch đại tác động tiêu cực của CRA. H_8 được ủng hộ khi lợi ích của CRD suy yếu theo UI_index. H_9 không được ủng hộ theo cơ chế dự kiến ban đầu vì CRC không mang tác động tiêu cực mà dương và được UI khuếch đại. Sự khác biệt về chiều và cường độ điều tiết giữa ba kênh tiếp tục cung cấp bằng chứng ủng hộ H_{10}.

5.1.4. Phát hiện mới và đóng góp của luận án

Thứ nhất, luận án tiếp cận tái cấu trúc theo cường độ điều chỉnh liên tục thay vì chỉ nhận diện sự kiện tái cấu trúc và mở rộng dòng nghiên cứu cắt giảm/thu hẹp từ cách tiếp cận xem xét riêng biệt và đồng thời ba kênh tái cấu trúc (tài sản, tài chính và chi phí). Phần lớn nghiên cứu trước tập trung vào thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004), tái cấu trúc trong doanh nghiệp kiệt quệ (Koh & cộng sự, 2015; Sudarsanam & Lai, 2001), hoặc tái cấu trúc danh mục dưới bất định thị trường sản phẩm (Bergh, 1998). Luận án cho thấy dấu và nội hàm của một chiến lược. Đây là bằng chứng thực nghiệm đánh giá từng hành động tách biệt có thể không phản ánh đầy đủ cấu hình tái cấu trúc thực tế của doanh nghiệp tại 1 thị trường mới nổi.

Thứ hai, luận án mở rộng phạm vi ứng dụng của cách đo lường bất định dựa trên độ phân tán chéo của các cú sốc không dự báo được sang cấp ngành và áp dụng chỉ số bất định ngành từ độ phân tán của các cú sốc doanh thu, dòng tiền hoạt động và lợi nhuận. Cách tiếp cận này xem bất định như biến động của cú sốc không dự báo được, phù hợp với cách tiếp cận moment bậc hai của Bloom (2009), theo đó bất định gia tăng làm doanh nghiệp trì hoãn đầu tư, tuyển dụng và quá trình tái phân bổ nguồn lực. Trong bối cảnh Việt Nam, Dan & Chung (2022) cũng sử dụng độ phân tán cú sốc ở cấp ngân hàng để phản ánh bất định và ghi nhận sự không đồng nhất đáng kể trong hoạt động của

các ngân hàng Việt Nam. Luận án mở rộng cách đo lường này sang doanh nghiệp phi tài chính và kết hợp ba nguồn biến động hoạt động trong một chỉ số bằng PCA.

Thứ ba, luận án làm rõ vai trò điều tiết của bất định ngành đối với mối quan hệ giữa tái cấu trúc và hiệu quả hoạt động. Kết quả cho thấy bất định không điều tiết ba kênh theo cùng một hướng, qua đó bổ sung bằng chứng rằng hiệu quả của tái cấu trúc phụ thuộc vào cả loại nguồn lực được điều chỉnh và trạng thái bất định của môi trường ngành.

Thứ tư, luận án cung cấp bằng chứng về tính không đồng nhất giữa ba kênh tái cấu trúc phòng vệ. Tác động của thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí khác nhau giữa các kênh và có thể thay đổi khi các chiến lược được xem xét đồng thời. Phát hiện này cho thấy việc đánh giá riêng lẻ từng biện pháp chưa phản ánh đầy đủ cấu hình tái cấu trúc thực tế của doanh nghiệp.

Thứ năm, luận án bổ sung bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam, qua đó mở rộng nghiên cứu về tái cấu trúc và bất định sang bối cảnh một thị trường mới nổi. Kết quả cho thấy hiệu quả của các chiến lược tái cấu trúc không đồng nhất giữa các trạng thái bất định ngành, nhấn mạnh vai trò của điều kiện môi trường khi đánh giá hiệu quả tái cấu trúc.

5.2. Hàm ý chính sách

5.2.1. Hàm ý đối với doanh nghiệp

Thứ nhất, doanh nghiệp không nên coi thu hẹp tài sản là phản ứng mặc định khi hiệu quả suy giảm. Kết quả CRA âm và bền vững cho thấy thu hẹp tài sản không mặc nhiên cải thiện hiệu quả. Một khả năng là việc cắt giảm có thể đồng thời làm mất những tài sản còn hỗ trợ doanh thu, năng lực sản xuất hoặc khả năng thích ứng. Trước khi thu hẹp tài sản, doanh nghiệp cần phân loại rõ: tài sản dư thừa, tài sản hoạt động kém hiệu quả, tài sản ngoại vi, và tài sản chiến lược gắn với năng lực cốt lõi. Việc đánh giá không nên chỉ dựa trên lợi nhuận ngắn hạn mà cần xem xét dòng tiền tương lai, khả năng phục hồi, tính thay thế và chi phí tái tạo nguồn lực.

Thứ hai, các khoản tiền thu được từ thu hẹp tài sản cần được gắn với kế hoạch tái phân bổ cụ thể. Forcadell & cộng sự (2025) nhấn mạnh rằng tái cấu trúc danh mục tạo giá trị khi nguồn lực được giải phóng được đầu tư vào hoạt động có tiềm năng tăng trưởng và củng cố năng lực cốt lõi. Nguồn lực giải phóng từ thu hẹp tài sản nên được gắn với kế hoạch tái phân bổ phù hợp với mục tiêu phục hồi và duy trì năng lực cốt lõi, thay vì chỉ được xem như nguồn bù đắp thiếu hụt ngắn hạn. Tùy điều kiện doanh nghiệp,

nguồn lực này có thể được sử dụng để giảm áp lực tài chính, củng cố vốn lưu động hoặc đầu tư vào các hoạt động có khả năng tạo giá trị.

Thứ ba, giảm nợ nên được thực hiện có chọn lọc, thay vì theo mục tiêu giảm đòn bẩy tối đa. Kết quả cho thấy lợi ích của giảm nợ được nhận diện rõ hơn khi đồng thời kiểm soát điều chỉnh tài sản và chi phí, nhưng lợi ích này suy giảm khi bất định ngành tăng. Trong môi trường khó dự báo, tiền mặt và hạn mức tín dụng có giá trị như một lớp đệm tài chính. Về quản trị, điều này hàm ý doanh nghiệp không nên theo đuổi giảm đòn bẩy một cách cơ học mà cần cân nhắc cấu trúc kỳ hạn, chi phí nợ và nhu cầu thanh khoản khi xác định khoản nợ cần điều chỉnh. Một chính sách giảm nợ quá mạnh có thể cải thiện tỷ lệ đòn bẩy nhưng làm suy yếu linh hoạt tài chính.

Thứ tư, cắt giảm chi phí phải dựa trên chất lượng chi tiêu, không chỉ dựa trên quy mô. Kết quả cho thấy CRC có tác động tích cực đến HQHĐ, hàm ý việc loại bỏ các khoản chi kém hiệu quả có thể giúp cải thiện hiệu quả sử dụng nguồn lực. Tuy nhiên, doanh nghiệp không nên cắt giảm đồng loạt mà cần ưu tiên các khoản chi trùng lặp, hành chính không tạo giá trị, quy trình kém hiệu quả và hợp đồng không cần thiết, đồng thời hạn chế cắt giảm R&D, marketing cốt lõi, đào tạo, hệ thống dữ liệu, kiểm soát nội bộ và nhân sự có kỹ năng. Lim & cộng sự (2013) cho thấy cắt giảm chi phí có thể gây bất lợi đối với các doanh nghiệp dựa nhiều vào đổi mới nếu làm suy giảm các hoạt động xây dựng năng lực.

Thứ năm, về mặt thực hành, doanh nghiệp nên tích hợp trạng thái bất định ngành vào quy trình lập kế hoạch và phân bổ nguồn lực. Kết quả thực nghiệm cho thấy UI có tác động trực tiếp tích cực đến HQHĐ, hàm ý trong một số điều kiện, bất định có thể tạo áp lực kỷ luật, thúc đẩy sàng lọc hoạt động kém hiệu quả và tăng cường khả năng thích ứng. Tuy nhiên, theo ROT, bất định cao đồng thời làm tăng giá trị của việc chờ đợi và có thể trì hoãn đầu tư, tuyển dụng hoặc tái phân bổ nguồn lực khi chi phí điều chỉnh lớn (Bloom, 2009). Vì vậy, doanh nghiệp nên kết hợp cập nhật dự báo, phân tích kịch bản và cơ chế cảnh báo sớm, đồng thời thận trọng với các quyết định loại bỏ tài sản chiến lược hoặc cắt giảm các năng lực khó tái tạo, đặc biệt đối với các nhóm ngành sản xuất.

5.2.2. Hàm ý đối với nhà đầu tư và chủ nợ

Nhà đầu tư không nên đánh giá tích cực một cách cơ học đối với thông báo giảm chi phí hoặc bán tài sản. Cần xem xét liệu quyết định tái cấu trúc có gắn với mục tiêu tái phân bổ nguồn lực hay xuất hiện trong bối cảnh doanh nghiệp đang chịu áp lực hoạt động và tài chính. Các các thông tin nên được xem xét bổ sung như: mục đích sử dụng

nguồn tiền, chất lượng tài sản bị bán, thay đổi năng lực sản xuất, mức giảm chi phí phát triển, cấu trúc kỳ hạn nợ và khả năng duy trì doanh thu.

Đối với chủ nợ, giảm nợ có thể là tín hiệu thuận lợi, đặc biệt khi đi kèm với khả năng duy trì thanh khoản và hoạt động. Kết quả hàm ý nếu một doanh nghiệp giảm nợ bằng cách sử dụng gần hết tiền mặt hoặc bán tài sản tạo dòng tiền có thể làm giảm tỷ lệ đòn bẩy nhưng gia tăng rủi ro hoạt động. Vì vậy, quyết định tín dụng nên xem xét cả quy mô nợ, cấu trúc kỳ hạn, dòng tiền hoạt động và khả năng duy trì vốn lưu động trong điều kiện bất định ngành.

5.2.3. Hàm ý đối với cơ quan quản lý và thị trường chứng khoán

Thứ nhất, cơ quan quản lý nên nâng cao yêu cầu công bố thông tin về tái cấu trúc. Cơ quan quản lý có thể cân nhắc nâng cao mức độ chi tiết của thông tin công bố liên quan đến các giao dịch tái cấu trúc quan trọng. Ví dụ về bản chất tài sản được điều chỉnh, mục đích sử dụng nguồn lực thu hồi và các ảnh hưởng dự kiến đến hoạt động.

Thứ hai, cần tăng cường minh bạch về nghĩa vụ nợ và tái cấu trúc tài chính. Thông tin về cấu trúc nợ và các thay đổi quan trọng trong nghĩa vụ tài chính cần được công bố đủ chi tiết để nhà đầu tư và chủ nợ đánh giá chất lượng của quá trình giảm nợ. Đặc biệt đối với những ngành có mức độ sử dụng đòn bẩy và chu kỳ vốn cao.

Thứ ba, cơ quan quản lý và sở giao dịch có thể xây dựng các chỉ báo giám sát bất định theo ngành dựa trên độ phân tán doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận. Chỉ báo này không thay thế đánh giá rủi ro doanh nghiệp, nhưng có thể được sử dụng như một biến thông tin bổ sung trong giám sát rủi ro ngành và đánh giá bối cảnh hoạt động của doanh nghiệp.

Thứ tư, chính sách hỗ trợ doanh nghiệp trong điều kiện bất định không nên chỉ tập trung vào mở rộng tín dụng. Kết quả hàm ý chính sách hỗ trợ doanh nghiệp trong giai đoạn bất định nên chú trọng đến khả năng duy trì linh hoạt tài chính và tiếp cận nguồn vốn phù hợp, thay vì chỉ khuyến khích mở rộng tín dụng. Các công cụ cụ thể cần được thiết kế phù hợp với đặc điểm ngành và điều kiện thị trường.

Nhìn tổng thể, các kết quả của luận án tạo ra hàm ý ở nhiều cấp độ. Ở cấp độ vi mô, cho thấy hiệu quả của CR phụ thuộc vào kênh điều chỉnh được lựa chọn và trạng thái bất định ngành. Qua đó cung cấp cơ sở cho doanh nghiệp thiết kế chiến lược thu hẹp tài sản, giảm nợ và cắt giảm chi phí theo hướng có chọn lọc thay vì áp dụng đồng nhất. Ở cấp độ thị trường và ngành, kết quả cho thấy nhà đầu tư, chủ nợ và các chủ thể giám sát cần đánh giá quyết định CR trong mối quan hệ với chất lượng nguồn lực bị

điều chỉnh và điều kiện bất định của ngành. Ở cấp độ quản lý và vĩ mô, kết quả hàm ý các chính sách hỗ trợ doanh nghiệp không nên khuyến khích một phương thức CR chung cho mọi ngành, mà cần chú trọng duy trì khả năng tiếp cận nguồn lực, tính linh hoạt tài chính và khả năng thích ứng của doanh nghiệp trong các trạng thái bất định khác nhau.

5.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Thứ nhất, thước đo CRA phản ánh mức giảm tổng tài sản nhưng chưa nhận diện trực tiếp loại tài sản được thu hẹp. Luận án chưa phân biệt tài sản dư thừa, tài sản cố định phục vụ sản xuất, tài sản tài chính, hàng tồn kho, tài sản ngoại vi và tài sản chiến lược. Bên cạnh đó, do tổng tài sản vừa tham gia vào cách xác định CRA vừa là mẫu số của ROA, không thể loại trừ hoàn toàn khả năng tồn tại một phần quan hệ kế toán cơ học giữa hai biến. Luận án đã giảm thiểu vấn đề này bằng cách chuẩn hóa CRA theo tổng tài sản đầu kỳ và kiểm tra độ bền với ROE và ROS. Tuy nhiên đây vẫn là một giới hạn cần được ghi nhận. Nghiên cứu tiếp theo có thể khai thác thuyết minh báo cáo tài chính, dữ liệu giao dịch tài sản để phân loại chi tiết loại tài sản bị thu hẹp, đồng thời sử dụng thêm các thước đo hiệu quả không phụ thuộc trực tiếp vào tổng tài sản.

Thứ hai, CRC được xây dựng từ thay đổi chi phí bán hàng và quản lý, nhưng nhóm chi phí này chứa nhiều thành phần có chức năng kinh tế khác nhau. Việc giảm quảng cáo, R&D, tiền lương, chi phí hành chính hoặc dịch vụ tư vấn có thể tạo ra các hệ quả khác nhau. Nghiên cứu tiếp theo nên tách chi phí tạo năng lực khỏi chi phí hành chính và phân tích các dạng cắt giảm chi phí có chọn lọc.

Thứ ba, UI_index là chỉ số bất định ở cấp ngành-năm, được xây dựng từ độ phân tán cú sốc doanh thu, dòng tiền và lợi nhuận. Chỉ số này phản ánh môi trường chung mà các doanh nghiệp trong ngành đối mặt nhưng chưa đo lường được sự khác biệt trong nhận thức, khả năng dự báo và năng lực thích ứng của từng doanh nghiệp. Nghiên cứu tiếp theo có thể kết hợp chỉ số ngành với bất định ở cấp doanh nghiệp được khai thác từ báo cáo thường niên, công bố của ban điều hành hoặc độ biến động dự báo.

Thứ tư, mẫu nghiên cứu chỉ gồm doanh nghiệp phi tài chính niêm yết. Nhóm này thường có quy mô, khả năng tiếp cận vốn và chất lượng công bố thông tin cao hơn doanh nghiệp chưa niêm yết. Vì vậy, kết quả chưa thể suy rộng trực tiếp cho toàn bộ khu vực doanh nghiệp Việt Nam, đặc biệt là doanh nghiệp nhỏ và vừa.

Thứ năm, ROA, ROE và ROS là các thước đo kế toán, chủ yếu phản ánh kết quả ngắn và trung hạn. Tái cấu trúc có thể phát sinh chi phí tức thời nhưng tạo lợi ích dài hạn, hoặc cải thiện chỉ tiêu kế toán trong ngắn hạn nhưng làm suy giảm năng lực cạnh tranh.

Nghiên cứu tiếp theo có thể bổ sung Tobin's Q, lợi suất cổ phiếu, giá trị doanh nghiệp, năng suất, khả năng sống sót và thời gian phục hồi.

Thứ sáu, luận án tập trung vào tác động tuyến tính và một số ngưỡng đổi dấu của mô hình tương tác. Một số quan hệ có thể mang tính phi tuyến, phụ thuộc vào cường độ tái cấu trúc, thời gian kể từ khi điều chỉnh hoặc sự kết hợp giữa các chiến lược. Các nghiên cứu tiếp theo có thể xem xét mô hình ngưỡng, quantile GMM**.**

Tóm tắt chương 5

Chương 5 đã tóm lược các kết quả nghiên cứu, (1) tái cấu trúc không tạo ra tác động đồng nhất đến HQHĐ; (2) thu hẹp tài sản nhìn chung gắn với ROA thấp hơn; (3) giảm nợ tạo lợi ích nhưng lợi ích suy yếu khi bất định tăng; (4) cắt giảm chi phí có tác động phụ thuộc vào việc được thực hiện riêng lẻ hay phối hợp với các điều chỉnh khác; (5) bất định ngành chủ yếu đóng vai trò điều tiết. Điểm mới của luận án nằm ở việc kết hợp ba kênh tái cấu trúc, xây dựng chỉ số bất định ngành từ các cú sốc hoạt động, so sánh mô hình riêng và mô hình tổng hợp, đồng thời sử dụng tác động cận biên để làm rõ cơ chế điều tiết. Từ đó, luận án đề xuất doanh nghiệp thực hiện tái cấu trúc có chọn lọc, duy trì linh hoạt tài chính, bảo vệ nguồn lực cốt lõi và điều chỉnh chiến lược theo mức bất định ngành.

Danh mục các công trình liên quan đến luận án của tác giả

1. Phan Thị Hương, Phạm Quốc Việt, Nguyễn Thị Hồng Ánh (2026). Tái cấu trúc doanh nghiệp trong bối cảnh bất định ngành: cơ sở lý luận và khuyến nghị cho Việt Nam. *Tạp chí quản lý nhà nước*. 4(2026). ISSN:2815-5831.
2. Phan Thi, H. (2026). The Effects of Corporate Restructuring Strategies and Industry Uncertainty on Firm Performance: Evidence from Listed Non-Financial Firms in Vietnam. *Journal of Finance - Marketing Research*, 4(4ene). https://doi.org/10.52932/jfmr.v4i4ene.1487.
3. Phan Thị Hương, Phạm Quốc Việt (2026). Chiến lược giảm đòn bẩy tài chính và hiệu quả sử dụng vốn của doanh nghiệp: vai trò của bất định ngành. *Tạp chí quản lý nhà nước*. 7(2026). ISSN:2815-5831.
4. Phan Thị Hương, Phạm Quốc Việt, Nguyễn Thị Hồng Ánh (2026). Chiến lược tái cấu trúc qua kênh thu hẹp tài sản và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp phi tài chính: Vai trò điều tiết của bất định ngành. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 349, 2-11. https://doi.org/10.33301/JED.VI.3029.

Tài liệu tham khảo

Abbasi, A., & Malik, Q. A. (2015). Firms' size moderating financial performance in growing firms: An empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *5*(2), 334-339. https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-84979828472&partnerID=40&md5=0c5b36e74aefb30ccc598041a3572cc0

Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglar, A. E., & Tahbaz-Salehi, A. (2012). The Network Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, *80*, 1977-2016. https://doi.org/10.3982/ECTA9623

Adams, J., Hayunga, D., Mansi, S., Reeb, D., & Verardi, V. (2019). Identifying and treating outliers in finance. *Financial Management*, *48*(2), 345-384. https://doi.org/10.1111/fima.12269

Ahammad, M. F., Basu, S., Munjal, S., Clegg, J., & Shoham, O. B. (2021). Strategic agility, environmental uncertainties and international performance: The perspective of Indian firms. *Journal of World Business*, *56*(4). https://doi.org/10.1016/j.jwb.2021.101218

Alfaro, I., Bloom, N., & Lin, X. (2024). The finance uncertainty multiplier. *Journal Of Political Economy*, *132*(2), 577-615. https://doi.org/10.1086/726230

Anderson, M. C., Banker, R. D., & Janakiraman, S. N. (2003). Are Selling, General, and Administrative Costs "Sticky"? *Journal Of Accounting Research*, *41*(1), 47-63. http://www.jstor.org/stable/3542244

Apriansyah, S., Kamaludin, K., Zoraya, I., Putra, M. T., & Afandy, C. (2025). Economic Policy Uncertainty and Firm Value: The Role of Company Debt. *Asia Pacific Management and Business Application*, *13*(3), 249-272. https://doi.org/10.21776/ub.apmba.2025.013.03.4

Aprisma, R., & Sudaryati, E. (2020). Environmental uncertainty and firm performance: The moderating role of corporate governance. *Jurnal Akuntansi*, *24*(2), 187-203. https://doi.org/10.24912/ja.v24i2.690

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal Of Econometrics*, *68*(1), 29-51. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D

Atalay, E. (2017). How important are sectoral shocks? *American Economic Journal: Macroeconomics*, *9*(4), 254-280. https://doi.org/10.1257/mac.20160353

Awano, G., Bloom, N., Dolby, T., Mizen, P., Riley, R., Senga, T., Van Reenen, J., Vyas, J., & Wales, P. (2018). A firm-level perspective on micro-and macro-level uncertainty. *ESCoE Discussion Pape*, *10*(https://escoe-website.s3.amazonaws.com/wp-content/uploads/2020/07/13160453/ESCoE-DP-2018-10.pdf).

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty*. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

Banker, R. D., & Byzalov, D. (2014). Asymmetric Cost Behavior. *Journal of Management Accounting Research*, *26*(2), 43-79. https://doi.org/10.2308/jmar-50846

Barney, J. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal Of Management*, *17*(1), 99-120. https://doi.org/10.1177/014920639101700108

Barney, J. B. (2001). Is the resource-based "view" a useful perspective for strategic management research? Yes. *Academy of management Review*, *26*(1), 41-56. https://doi.org/10.5465/amr.2001.4011938

Baruník, J., Bevilacqua, M., & Faff, R. (2024). Dynamic industry uncertainty networks and the business cycle. *Journal of Economic Dynamics Control*, *159*, 104793. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2023.104793

Beard, D. W., & Dess, G. G. (1981). Corporate-level strategy, business-level strategy, and firm performance. *Academy Of Management Journal*, *24*(4), 663-688. https://doi.org/10.5465/256169

Ben-Zion, U., & Shalit, S. (1975). Size, leverage, and dividend record as determinants of equity risk. *The journal of finance*, 30(4), 1015-1026.

Bergh, D. D. (1998). Product-market uncertainty, portfolio restructuring, and performance: An information-processing and resource-based view. *Journal Of Management*, *24*(2), 135-155. https://doi.org/10.1016/S0149-2063(99)80057-9

Bergh, D. D., Johnson, R. A., & Dewitt, R. L. (2008). Restructuring through spin-off or sell-off: transforming information asymmetries into financial gain. *Strategic Management Journal*, *29*(2), 133-148. https://doi.org/10.1002/smj.652

Bergh, D. D., & Lim, E. N. K. (2008). Learning how to restructure: absorptive capacity and improvisational views of restructuring actions and performance. *Strategic Management Journal*, *29*(6), 593-616. https://doi.org/10.1002/smj.676

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, *98*(1), 85-106. https://doi.org/10.2307/1885568

Binh, N. T. T., & Pin-Yu, H. (2024). How to Use Artificial Intelligence to Evaluate Board Efficiency [Article]. *Journal of Artificial Intelligence and Technology*, *4*(1), 56-63. https://doi.org/10.37965/jait.2023.0221

Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *81*(3), 637-654. https://doi.org/10.1086/260062

Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, *77*(3), 623-685. https://doi.org/10.3982/ECTA6248

Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *Journal Of Economic Perspectives*, *28*(2), 153-176. https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153

Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really Uncertain Business Cycles. *Econometrica*, *86*(3), 1031-1065. https://doi.org/10.3982/ECTA10927

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal Of Econometrics*, *87*(1), 115-143. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8

Bose, S., Shams, S., Ali, S., Al Mamun, A., & Chang, M. (2024). Economic policy uncertainty, carbon emissions and firm valuation: International evidence. *The British Accounting Review*, *56*(6), 101453. https://doi.org/10.1016/j.bar.2024.101453

Bowman, E. H., & Hurry, D. (1993). Strategy through the Option Lens: An Integrated View of Resource Investments and the Incremental-Choice Process. *18*(4), 760-782. https://doi.org/10.5465/amr.1993.9402210157

Bowman, E. H., & Singh, H. (1993). Corporate restructuring: Reconfiguring the firm. *Strategic Management Journal*, *14*(S1), 5-14. https://doi.org/10.1002/smj.4250140903

Bowman, E. H., Singh, H., Useem, M., & Bhadury, R. (1999). When Does Restructuring Improve Economic Performance? , *41*(2), 33-54. https://doi.org/10.2307/41165985

Brambor, T., Clark, W. R., & Golder, M. (2006). Understanding interaction models: Improving empirical analyses. *Political analysis*, *14*(1), 63-82. https://doi.org/10.1093/pan/mpi014

Brownen-Trinh, R. (2019). Effects of winsorization: The cases of forecasting non-GAAP and GAAP earnings. *46*(1-2), 105-135. https://doi.org/10.1111/jbfa.12365

Buch, C. M., Buchholz, M., & Tonzer, L. (2015). Uncertainty, Bank Lending, and Bank-Level Heterogeneity. *IMF Economic Review*, *63*(4), 919-954. https://doi.org/10.1057/imfer.2015.35

Bùi Xuân Phong. (2013). Quản trị doanh nghiệp Tổng công ty Bọu điện Việt Nam trong quá trình tái cấu trúc. *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN, Kinh tế và Kinh doanh, Tập 29, Số 3 (2013) 18-25*, https://js.vnu.edu.vn/EAB/article/view/401.

Burns, T., & Stalker, G. M. (1994). *The Management of Innovation*.(Oxford, 1994; online edn, Oxford Academic, 3 Oct. 2011), https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198288787.001.0001, accessed 18 Aug. 2026.

Campello, M., Kankanhalli, G., & Kim, H. (2024). Delayed creative destruction: How uncertainty shapes corporate assets. *Journal of Financial Economics*, *153*, 103786. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2024.103786

Carvalho, V., & Gabaix, X. (2013). The Great Diversification and its Undoing. *The American economic review*, *103*, 1697-1727. https://doi.org/DOI: 10.1257/aer.103.5.1697

Cascio, W. F. (2002). Strategies for responsible restructuring. *Academy of Management Perspectives*, *16*(3), 80-91. https://doi.org/10.5465/ame.2002.8540331

Cascio, W. F., Chatrath, A., & Christie-David, R. A. (2021). Antecedents and Consequences of Employee and Asset Restructuring. *Academy Of Management Journal*, *64*(2), 587-613. https://doi.org/10.5465/amj.2018.1013

CDC-U.S. (2026). Relative standard error (RSE). *https://www.cdc.gov/nchs/hus/sources-definitions/rse.htm* (truy cập ngày 15/17/2026).

Chandler Jr, A. D. (1969). *Strategy and structure: Chapters in the history of the American industrial enterprise* (Vol. 461). MIT press.

Chang, C.-C., Chen, H.-Y., & Mon, K. T. (2024). Impact of economic policy uncertainty on the firm's working capital requirements. *Pacific-Basin Finance Journal*, *86*. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2024.102432

Chava, S., & Jarrow, R. A. (2004). Bankruptcy prediction with industry effects. *Review Of Finance*, *8*(4), 537-569. https://doi.org/10.1093/rof/8.4.537

Chen, C.-D., Demirer, R., & Jategaonkar, S. P. (2015). Risk and return in the Chinese stock market: Does equity return dispersion proxy risk? *Pacific-Basin Finance Journal*, *33*, 23-37. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.03.005

Chen, X., & Xu, X. (2025). Enterprise Digital Transformation and Carbon Emission Performance: The Moderating Role of Economic Policy Uncertainty. *Sage Open*, *15*(4). https://doi.org/10.1177/21582440251390795

Chinh, N. T., Anh, K. T., & Tran, K. B. N. (2025). Corporate distress and financial restructuring decisions in different stages of life cycle. *Journal of Economics Development*, *27*(3), 264-276. https://doi.org/10.1108/JED-08-2024-0281

Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, *20*(2), 249-272. https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6

Choi, Y. K., & Han, S. H. (2013). Corporate restructuring, financial deregulation, and firm value: Evidence from Japanese “spin-ins”. *Pacific-Basin Finance Journal*, *22*, 1-13. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2012.11.001

Cochran, W. G. (1934). The distribution of quadratic forms in a normal system, with applications to the analysis of covariance. Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society,

Çolak, G., Gungoraydinoglu, A., & Öztekin, Ö. (2018). Global leverage adjustments, uncertainty, and country institutional strength. *Journal of Financial Intermediation*, *35*, 41-56. https://doi.org/10.1016/j.jfi.2018.01.010

Courtney, H., Kirkland, J., & Viguerie, P. (1997). Strategy under uncertainty. *Harvard business review*, *75*(6), 67-79. https://heller.brandeis.edu//executive-education/pdfs/Strategy-Under-Certain.pdf.

Cyert, R. M., & March, J. G. (1963, tái bản 1992). *A behavioral theory of the firm*.Barakaldo Books.

Dan, D. V., & Chung, N. H. (2022). Bank profitability under uncertainty. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *83*, 119-134. https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.12.001

Đặng Văn Dân. (2023). Hoạt động ngân hàng tại Việt nam trong điều kiện bất định. *Nhà XB Kinh tế Tp.HCM*, ISBN: 978-604-346-175-976.

Dann, L. Y., & DeAngelo, H. (1988). Corporate financial policy and corporate control: A study of defensive adjustments in asset and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, *20*, 87-127. https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90041-4

Del Prete, D., Di Maio, M., & Rahman, A. (2023). Firms amid conflict: Performance, production inputs, and market competition. *Journal of Development Economics*, *164*. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2023.103143

Denis, D. J., & Kruse, T. A. (2000). Managerial discipline and corporate restructuring following performance declines. *Journal of Financial Economics*, *55*(3), 391-424. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00055-0

Dess, G. G., & Beard, D. W. (1984). Dimensions of Organizational Task Environments. *Administrative Science Quarterly*, *29*(1), 52-73. https://doi.org/10.2307/2393080

Dew-Becker, I., & Giglio, S. (2023). Cross-Sectional Uncertainty and the Business Cycle: Evidence from 40 Years of Options Data [Article]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *15*(2), 65-96. https://doi.org/10.1257/mac.20210136

Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review*, *86*(6), 1969-1994. https://doi.org/10.2308/accr-10130

Dinh, H. V., Nguyen, H. T., Tran, K. M. T., & Doan, A. T. (2025). Retail SMEs' performance under impacts of technological uncertainty. *Innovation Management Review*, *22*(4), 293-309. https://doi.org/10.1108/INMR-10-2023-0172

Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*.Princeton university press.

Donaldson, L. (2001). *The contingency theory of organizations*.Sage Publications India Pvt. Ltd. ISBN 0-7619-1573-7.

Drnevich, P. L., & West, J. (2023). Performance implications of technological uncertainty, age, and size for small businesses. *Journal of Small Business Management*, *61*(4), 1806-1841. https://doi.org/10.1080/00472778.2020.1867733

Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The stata journal*, *3*(2), 168-177. https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206

Duncan, R. B. (1972). Characteristics of Organizational Environments and Perceived Environmental Uncertainty. *Administrative Science Quarterly*, *17*(3), 313-327. https://doi.org/10.2307/2392145

Dutta, M. (2022). Organisational restructuring of Indian Railways. *Case Studies on Transport Policy*, *10*(1), 66-80. https://doi.org/10.1016/j.cstp.2021.11.005

Eisenhardt, K. M. (1989). Agency Theory: An Assessment and Review. *Academy of management Review*, *14*, 57-74. https://doi.org/10.5465/amr.1989.4279003

Eugster, F., Kallunki, J., Kallunki, J.-P., & Nilsson, H. (2024). Managerial extraversion and corporate voluntary disclosure. *Contemporary Accounting Research*, *41*(1), 95-125. https://doi.org/10.1111/1911-3846.12906

Fahdil, H. N., Abdulkarim, M. A., & Mohamed, J. (2024). Corporate bankruptcy and financial restructuring. *Journal of Ecohumanism*, *3*(5), 234-248. https://doi.org/10.62754/joe.v3i5.3904

Farrar, D. E., & Glauber, R. R. (1967). Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited. *The Review of Economics and Statistics*, *49*(1), 92-107. https://doi.org/10.2307/1937887

Faulkender, M., Flannery, M. J., Hankins, K. W., & Smith, J. M. (2012). Cash flows and leverage adjustments. *Journal of Financial Economics*, *103*(3), 632-646. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.10.013

FiinPro X. (2024). Phương pháp Phân ngành của FiinGroup. https://fiingroup.vn/upload/FiinX/INDUSTRY_CLASSIFICATION_BENCHMARK_vi.pdf.

Fiori, G., & Scoccianti, F. (2023). The economic effects of firm-level uncertainty: Evidence using subjective expectations. *Journal Of Monetary Economics*, *140*, 92-105. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2023.08.004

Flannery, M. J., & Rangan, K. P. (2006). Partial Adjustment Toward Target Capital Structures. *Journal of Financial Economics*, *79*, 469-506. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.03.004

Forcadell, F. J., Romero-Jordán, D., Sanchez-Riofrio, A., & Guerras-Martín, L. Á. (2025). The effect of restructuring internationalized companies on performance: Evidence from European firms. *European Management Review*, *22*(3), 691-705. https://doi.org/10.1111/emre.12672

Galbraith, J. (1973). Designing complex organizations. *Reading, Mass*, 55-110.

Gaughan, P. A. (2010). *Mergers, acquisitions, and corporate restructurings*. John Wiley & Sons. ISBN: 978–0–471–70564–2 (cloth).

Gelman, A., & Stern, H. (2006). The Difference Between “Significant” and “Not Significant” is not Itself Statistically Significant. *The American Statistician*, *60*(4), 328-331. https://doi.org/10.1198/000313006X152649

Gibbs, P. A. (1993). Determinants of corporate restructuring: The relative importance of corporate governance, takeover threat, and free cash flow. *Strategic Management Journal*, *14*(S1), 51-68. https://doi.org/10.1002/smj.4250140906

Gilson, S. C. (1990). Bankruptcy, boards, banks, and blockholders: Evidence on changes in corporate ownership and control when firms default. *Journal of Financial Economics*, *27*(2), 355-387.

Giorcelli, M. (2021). The origin and development of firm management. *Oxford Review of Economic Policy*, *37*(2), 259-275. https://doi.org/10.1093/oxrep/grab001

Girod, S. J. G., & Whittington, R. (2017). Reconfiguration, restructuring and firm performance: Dynamic capabilities and environmental dynamism. *Strategic Management Journal*, *38*(5), 1121-1133. https://doi.org/10.1002/smj.2543

Goddard, J., Tavakoli, M., & Wilson, J. O. S. (2005). Determinants of profitability in European manufacturing and services: evidence from a dynamic panel model. *Applied Financial Economics*, *15*(18), 1269-1282. https://doi.org/10.1080/09603100500387139

Grosfeld, I., Roland, G., & Roland, G. (1995). *Defensive and strategic restructuring in Central European enterprises*.Journal of Transforming Economies and Societies.3 (4), 1996. https://www.researchgate.net/publication/4836584.

Guthrie, J. P., & Datta, D. K. (2008). Dumb and dumber: The impact of downsizing on firm performance as moderated by industry conditions. *Organization Science*, *19*(1), 108-123. https://doi.org/10.1287/orsc.1070.0298

Hahn, J., Kuersteiner, G., & Mazzocco, M. (2020). Estimation with Aggregate Shocks. *The review of economic studies*, *87*(3), 1365-1398. https://doi.org/10.1093/restud/rdz016

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). Multivariate data analysis.

Hamelin, A. (2013). Influence of family ownership on small business growth. Evidence from French SMEs. *Small Business Economics*, *41*(3), 563-579. https://doi.org/10.1007/s11187-012-9452-x

Hamermesh, D. S., & Pfann, G. A. (1996). Adjustment costs in factor demand. *Journal Of Economic Literature*, *34*(3), 1264-1292. http://www.jstor.org/stable/2729502.

Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, *50*(4), 1029-1054. https://doi.org/10.2307/1912775

Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*.Guilford publications. ISBN 978-1-4625-4903-0.

He, C., Li, Y., & Zhu, J. (2022). The effect of firm-level perception of uncertainty on innovation: Evidence from China's listed firms. *Economics Letters*, *221*. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2022.110886

Herskovic, B., Kelly, B., Lustig, H., & Van Nieuwerburgh, S. (2020). Firm Volatility in Granular Networks. *128*(11), 4097-4162. https://doi.org/10.1086/710345

Hofer, C. W. (1980). Turnaround strategies. *Journal of Business Strategy*, *1*(1), 19-31. https://doi.org/10.1108/eb038886

Hofer, C. W., & Schendel, D. (1978). Strategy formulation: Analytical concepts. *West Publishing Company*.

Holder-Webb, L., Lopez, T. J., & Regier, P. R. (2005). The Performance Consequences of Operational Restructurings. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *25*(4), 319-339. https://doi.org/10.1007/s11156-005-5458-7

Hoskisson, R. E., & Turk, T. A. (1990). Corporate restructuring: Governance and control limits of the internal capital market. *Academy of management Review*, *15*(3), 459-477. https://doi.org/10.5465/amr.1990.4308828

Hou, F., Tang, W., Wang, H., & Xiong, H. (2021). Economic policy uncertainty, marketization level and firm-level inefficient investment: Evidence from Chinese listed firms in energy and power industries. *Energy Economics*, *100*. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105353

Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2020). Replicating Anomalies. *The Review of Financial Studies*, *33*(5), 2019-2133. https://doi.org/10.1093/rfs/hhy131

Hovakimian, A., Hovakimian, G., & Tehranian, H. (2004). Determinants of target capital structure: The case of dual debt and equity issues. *Journal of Financial Economics*, *71*(3), 517-540. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00181-8

Hrebiniak, L. G., & Snow, C. C. (1980). Industry differences in environmental uncertainty and organizational characteristics related to uncertainty. *Academy of Management Journal*, *23*(4), 750-759. https://doi.org/10.5465/255561

Ibrahimov, O., Vancsura, L., & Parádi-Dolgos, A. (2025). The Impact of Macroeconomic Factors on the Firm's Performance—Empirical Analysis from Türkiye. *Economies*, *13*(4), 111. https://doi.org/10.3390/economies13040111

Jabeen, M. (2025). Impact of Corporate Life Cycle Stages on Managerial Restructuring: The Moderating Effect of Financial Distress. *Social Science Review Archives*, *3*(3), 103-118. https://doi.org/10.70670/sra.v3i3.844

Jenkins, D. G., & Quintana-Ascencio, P. (2020). A solution to minimum sample size for regressions. *PLoS One*, *15*(2), e0229345. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229345

Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, *76*(2), 323-329.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, *3*(4), 305-360. https://doi.org/10.1016/0304-405x(76)90026-x

Jolliffe, I. T. (2002). Graphical representation of data using principal components. In *Principal component analysis* (pp. 64-91). Springer.

Jovanovic, B. (1982). Selection and the Evolution of Industry. *Econometrica*, *50*(3), 649-670. https://doi.org/10.2307/1912606

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring Uncertainty: Supplementary Material. *American Economic Review*, *105*(3), 1177-1216. https://assets.aeaweb.org/asset-server/articles-attachments/aer/app/10503/20131193_app.pdf.

Kam, A., Citron, D., & Muradoglu, G. (2008). Distress and restructuring in China: Does ownership matter? *China Economic Review*, *19*(4), 567-579. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2008.07.002

Kang, J.-K., Lee, I., & Na, H. S. (2010). Economic shock, owner-manager incentives, and corporate restructuring: Evidence from the financial crisis in Korea. *Journal Of Corporate Finance*, *16*(3), 333-351. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2009.12.001

Kellen, V., & Wolf, B. (2003). Business performance measurement. *Information Visualization*, *1*(312), 1-36. https://www.kellen.net/bpm.pdf.

Khúc Thế Anh, Trần Bá Ngọc Khôi, Lưu Thị Phương Anh, Nguyễn Hồng Anh, & Nguyễn Thị Minh. (2024). Kiệt quệ tài chính và quyết định tái cấu trúc doanh nghiệp Việt Nam trong từng chu kỳ sống. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 10.33301/JED.VI.1564(326), 32-41. https://doi.org/10.33301/JED.VI.1564

Khurana, I. K., & Lippincott, B. (2000). Restructuring and Firm Value: The Effects of Profitability and Restructuring Purpose. *Journal of Business Finance & Accounting*, *27*(9-10), 1085-1106. https://doi.org/10.1111/1468-5957.00348

Kleinová, M. (2025). Du-Pont System Analyses of ROA and ROE to Highlight COVID-19 and Energetic Crisis Impact. In *Lecture Notes on Data Engineering and Communications Technologies* (Vol. 253, pp. 241-250). https://doi.org/10.1007/978-3-031-89718-4_19

Knight, F. H. (1921). Risk, uncertainty and profit. *Houghton Mifflin*.

Koh, S., Durand, R. B., Dai, L., & Chang, M. (2015). Financial distress: Lifecycle and corporate restructuring. *Journal Of Corporate Finance*, *33*, 19-33. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.04.004

Kong, P., Cheng, L. T. W., Pan, L., Shen, J., & Yu, Q. (2025). Non-financial information uncertainty, firm growth, and market value during crisis: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, *91*. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2025.102748

Kong, Q., Li, R., Wang, Z., & Peng, D. (2022). Economic policy uncertainty and firm investment decisions: Dilemma or opportunity? *International Review Of Financial Analysis*, *83*. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102301

Kooli, C., & Lock Son, M. (2021). Impact of COVID-19 on mergers, acquisitions & corporate restructurings. *Businesses*, *1*(2), 102-114. https://doi.org/10.3390/businesses1020008

Koroma, S., & Bein, M. (2024). The moderating effect of economic policy uncertainty on the relationship between working capital management and profitability: evidence from UK non-financial firms. *Sage Open*, *14*(2). https://doi.org/10.1177/21582440241242552

Kozeniauskas, N., Orlik, A., & Veldkamp, L. (2018). What are uncertainty shocks? *Journal Of Monetary Economics*, *100*, 1-15. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2018.06.004

Kumaraswamy, S., Ebrahim, R., & Nasser, H. (2019). Impact of Corporate Restructuring on the Financial Performance of Gulf Cooperation Council Firms. *Polish Journal of Management Studies*, *19*(2), 262-272. https://doi.org/10.17512/pjms.2019.19.2.22

Kuncová, M., Hedija, V., & Fiala, R. (2016). Firm size as a determinant of firm performance: The case of swine raising [Article]. *Agris on-Line Papers in Economics and Informatics*, *8*(3), 77-89. https://doi.org/10.7160/aol.2016.080308

Laguir, I., Stekelorum, R., Beysül, A., Mouadili, O., & Segbotangni, E. A. (2024). Eco-control systems and firm performance: Understanding the mediating role of circular economy practices and the moderating role of environmental uncertainty. *Journal of Cleaner Production*, *450*. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.141894

Lativa, L., & Arsjah, R. J. (2024). The Moderating Role of the Lever of Control (LoC) in the Impact of Culture, Strategy, and Environmental Uncertainty on Firm Performance. *Society*, *12*(2), 674-695. https://doi.org/10.33019/society.v12i2.727

Lawrence, P. R., Lorsch, J. W., & & Garrison, J. S. (1967). Organization and environment: Managing differentiation and integration. *Boston, MA: Harvard Business School Press.*

Le Vu, L., & Tran, L. L. (2025). Influence of Capital Structure on Financial Performance of Securities Companies in Vietnam. *Springer Proceedings in Business and Economics*, *Springer, Singapore.*, 605-620. https://doi.org/10.1007/978-981-97-9992-3_38

Leary, M. T., & Roberts, M. R. (2005). Do Firms Rebalance Their Capital Structures. *JOURNAL OF FINANCE*, *60*, 2575-2619. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00811.x

Li, S., & Wang, S. (2014). A financial early warning logit model and its efficiency verification approach. *Knowledge-Based Systems*, *70*, 78-87. https://doi.org/10.1016/j.knosys.2014.03.017

Liao, J. (2005). Corporate restructuring, performance and competitiveness: an empirical examination. *Competitiveness Review*, *15*(1), 33-48. https://doi.org/10.1108/10595420510818687

Lim, D. S. K., Celly, N., Morse, E. A., & Rowe, W. G. (2013). Rethinking the effectiveness of asset and cost retrenchment: The contingency effects of a firm's rent creation mechanism. *Strategic Management Journal*, *34*(1), 42-61. https://doi.org/10.1002/smj.1996

Lin, B., Lee, Z.-H., & Peterson, R. (2006). An analytical approach for making management decisions concerning corporate restructuring. *Managerial And Decision Economics*, *27*(8), 655-666. https://doi.org/10.1002/mde.1302

Lindlbauer, N. M., Kor, Y. Y., & Singh, K. (2025). Unpacking the inertia in resource allocation adjustments of multi-business firms. *Strategic Management Journal*, *46*(9), 2274-2326. https://doi.org/10.1002/smj.3722

MacCallum, R. C., Zhang, S., Preacher, K. J., & Rucker, D. D. (2002). On the practice of dichotomization of quantitative variables. *Psychological methods*, *7*(1), 19. https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.19

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics statistics*, *61*(S1), 631-652. https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631

Mansour, M., Al Amosh, H., Alodat, A. Y., Khatib, S. F. A., & Saleh, M. W. A. (2022). The Relationship between Corporate Governance Quality and Firm Performance: The Moderating Role of Capital Structure. *Sustainability*, *14*(17). https://doi.org/10.3390/su141710525

Markides, C. C. (1995). Diversification, restructuring and economic performance. *Strategic Management Journal*, *16*(2), 101-118. https://doi.org/10.1002/smj.4250160203

Marr, B., & Schiuma, G. (2003). Business performance measurement – past, present and future. *Management Decision*, *41*(8), 680-687. https://doi.org/10.1108/00251740310496198

Mavlutova, I. (2013). The Role of Business Restructuring in Financial Performance Enhancement. *International journal of mathematical models methods in applied sciences*, *2*(7), 166-173.

Mavlutova, I., Babenko, V., Dykan, V., Prokopenko, N., Kalinichenko, S., & Tokmakova, I. (2021). Business restructuring as a method of strengtening company's financial position. *Journal of*

Optimization in Industrial Engineering, *14*(1), 129-139. https://doi.org/10.22094/JOIE.2020.677839

McDonald, R., & Siegel, D. (1986). The Value of Waiting to Invest. *The Quarterly Journal of Economics*, *101*(4), 707-727. https://doi.org/10.2307/1884175

McGrath, P. J. (2025). Human resource management practices in corporate restructuring: a review and agenda for future research [Review]. *Personnel Review*, *54*(5), 1316-1337. https://doi.org/10.1108/PR-02-2024-0159

Merschmann, U., & Thonemann, U. W. (2011). Supply chain flexibility, uncertainty and firm performance: An empirical analysis of German manufacturing firms. *International Journal Of Production Economics*, *130*(1), 43-53. https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2010.10.013

Merton, R. C. (1973). Theory of Rational Option Pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, *4*(1), 141-183. https://doi.org/10.2307/3003143

Milliken, F. J. (1987). Three types of perceived uncertainty about the environment: State, effect, and response uncertainty. *Academy of management Review*, *12*(1), 133-143. https://doi.org/10.5465/amr.1987.4306502

Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review*, *48*(3), 261-297. http://www.jstor.org/stable/1823774.

Molina, C. A. (2005). Are Firms Underleveraged? An Examination of the Effect of Leverage on Default Probabilities. *60*(3), 1427-1459. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00766.x

Moral-Benito, E., Allison, P., & Williams, R. (2019). Dynamic panel data modelling using maximum likelihood: an alternative to Arellano-Bond. *Applied Economics*, *51*(20), 2221-2232. https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1540854

Morrow, J., Johnson, R. A., & Busenitz, L. W. (2004). The effects of cost and asset retrenchment on firm performance: The overlooked role of a firm's competitive environment. *Journal Of Management*, *30*(2), 189-208. https://doi.org/10.1016/j.jm.2003.01.002

Mueller, D. C. (1972). A Life Cycle Theory of the Firm. *The Journal of Industrial Economics*, *20*(3), 199-219. https://doi.org/10.2307/2098055

Mukaka, M. M. (2012). A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research. *Malawi medical journal*, *24*(3), 69-71.DOI:PMC3576830.

Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, *5*(2), 147-175. https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90015-0

Neely, A., Gregory, M., & Platts, K. (1995). Performance measurement system design: A literature review andresearch agenda. *International journal of operations production management*, *15*(4), 80-116. https://doi.org/10.1108/01443579510083622

Ngô Hoàng Thảo Trang. (2016). Tác động tính bất định của môi trường kinh doanh lên hiệu quả doanh nghiệp thông qua vai trò trung gian của mạng lưới doanh nghiệp. *Tạp Chí Khoa Học Đại Học Mở Thành Phố Hồ Chí Minh-Kinh Tế Và Quản Trị Kinh Doanh*, 151-163. https://journalofscience.ou.edu.vn/index.php/econ-vi/article/view/684.

Ngo, M. T., Le, T. N., Nguyen, N. T., & Luu, T. T. T. (2023). Board Independence and Financial Performance: Empirical Evidence on Mediating Role of Market Competition From the Vietnamese Market. *International Journal of Professional Business Review*, *8*(5). https://doi.org/10.26668/businessreview/2023.v8i5.1498

Nguyen, T. C., Anh, K. T., & Tran, K. B. N. (2025). Corporate distress and financial restructuring decisions in different stages of life cycle. *Journal of Economics Development*, *27*(3), 264-276. https://doi.org/10.1108/JED-08-2024-0281

Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, *49*(6), 1417-1426. https://doi.org/10.2307/1911408

Norley, L., Swanson, J., & Marshall, P. (2001). A Practitioner's Guide to Corporate Restructuring. *City Planning Publishing*.

Nwonodi, D. I. (2024). Corporate Size and the Return on Equity of Quoted Consumer Goods Manufacturing Firms in Nigeria. *International Journal of Economics and Financial Management (IJEFM)*, *9(9), 203–225*. https://doi.org/10.56201/ijefm.v9.no9.2024.pg203.225

Nworie, G. O., Okafor, T., & John-Akamelu, C. (2022). Firm-level traits and the adoption of computerised accounting information system among listed manufacturing firms in Nigeria. *Journal of Global Accounting*, *8*(3), 128-148.https://doi.org/https://journals.unizik.edu.ng/joga

O'brien, R. M. (2007). A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors. *Quality & Quantity*, *41*(5), 673-690. https://doi.org/10.1007/s11135-006-9018-6

Oehlert, G. W. (1992). A Note on the Delta Method. *The American Statistician*, *46*(1), 27-29. https://doi.org/10.1080/00031305.1992.10475842

Omenihu, C. M., & Nwafor, C. (2025). Board Structure and Firm Performance: The Moderating Role of National Governance Quality. *Administrative Sciences*, *15*(8). https://doi.org/10.3390/admsci15080314

ONS-UK's. (2026). Uncertainty and how we measure it for our surveys. *Office for National Statistics*, *https://www.ons.gov.uk/methodology/methodologytopicsandstatisticalconcepts/uncertaintyandhowwemeasureit?*

Ozcan, S., Kurt, E., Tan, O., & Cavlak, H. (2024). The Moderating Role of Uncertainty in the Impact of R&D Expenditures on Environmental Innovation. *Marmara University Journal of Economic and Administrative Sciences*, *Special Issue: 2024, ISSN: 2587-2672, pp. e93-104*. https://doi.org/10.14780/muiibd.1463248

Palacín-Sánchez, M.-J., Alencar-García, A., & Canto-Cuevas, F.-J. (2023). Financial distress and corporate restructuring: a case study. *Cuadernos de Gestión*, *23*(2), 81-91. https://doi.org/10.5295/cdg.221759fc

Pandey, I. M., & Ongpipattanakul, V. (2015). Agency behavior and corporate restructuring choices during performance decline in an emerging economy. *International Journal of Managerial Finance*, *11*(2), 244-267. https://doi.org/10.1108/ijmf-03-2014-0035

Paterson, S., & Walters, A. (2023). Selective Corporate Restructuring Strategy. *The Modern Law Review*, *86*(2), 436-464. https://doi.org/10.1111/1468-2230.12767

Penrose, E. T. (1959). The theory of the growth of the firm. *Wiley, New York, 1959*.

Perry, T., & Shivdasani, A. (2005). Do boards affect performance? Evidence from corporate restructuring. *The Journal of Business*, *78*(4), 1403-1432. https://doi.org/10.1086/430864

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal Of Applied Econometrics*, *22*(2), 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Peteraf, M. A. (1993). The cornerstones of competitive advantage: A resource-based view. *Strategic Management Journal*, *14*(3), 179-191. https://doi.org/10.1002/smj.4250140303

Plazzi, A., Torous, W., & Valkanov, R. (2008). The Cross-Sectional Dispersion of Commercial Real Estate Returns and Rent Growth: Time Variation and Economic Fluctuations. *Real Estate Economics*, *36*(3), 403-439. https://doi.org/10.1111/j.1540-6229.2008.00218.x

Rastogi, A., & Mazumdar, S. (2017). Long-run impact of financial restructuring on capital structure. *Afro-asian J. of Finance Accounting*, *7*, 107-129. https://doi.org/10.1504/AAJFA.2017.10005177

Ravelomanantsoa, M. S., Ducq, Y., & Vallespir, B. (2019). A state of the art and comparison of approaches for performance measurement systems definition and design. *International Journal Of Production Research*, *57*(15-16), 5026-5046. https://doi.org/10.1080/00207543.2018.1506178

Robbins, D. K., & Pearce, J. A. (1992). Turnaround: Retrenchment and recovery. *Strategic Management Journal*, *13*(4), 287-309. https://doi.org/10.1002/smj.4250130404

Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, *9*(1), 86-136. https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106

Shatem, M., & Abou-Moghli, A. (2024). The moderating role of perceived environmental uncertainty in the impact of corporate governance on strategy implementation: An agency theory perspective. *Uncertain Supply Chain Management*, *12*(3), 1577-1588. https://doi.org/10.5267/j.uscm.2024.3.022

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The journal of finance*, *52*(2), 737-783. http://www.jstor.org/stable/2329497

Simonsohn, U., Simmons, J. P., & Nelson, L. D. (2020). Specification curve analysis. *Nature Human Behaviour*, *4*(11), 1208-1214. https://doi.org/10.1038/s41562-020-0912-z

Singh, H. (1993). Challenges in researching corporate restructuring. *Journal Of Management Studies*, *30*(1), 147-172. https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.1993.tb00299.x

Solano, G., Abebe, M. A., & Acharya, K. (2024). CEO military experience and corporate restructuring strategies. *Journal Of Business Research*, *182*(page-114808). https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2024.114808

Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, *65*(3), 557-586. https://doi.org/10.2307/2171753

Statistics-Canada. (2026). Guide to the Labour Force Survey. *https://www.statcan.gc.ca/en/statistical-programs/document/3701_D2_T2_V3-eng.pdf*.

Staw, B. M., Sandelands, L. E., & Dutton, J. E. (1981). Threat rigidity effects in organizational behavior: A multilevel analysis. *Administrative Science Quarterly*, *Vol. 26, No. 4 (Dec., 1981),*, 501-524. https://doi.org/10.2307/2392337

Struckell, E., Ojha, D., Patel, P. C., & Dhir, A. (2022). Strategic choice in times of stagnant growth and uncertainty: An institutional theory and organizational change perspective. *Technological Forecasting and Social Change*, *182*. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121839

Su Dinh Thanh, Vu Nguyen, D., & Thanh, T., Bui. (2016). Corporate restructuring in Vietnam: an analysis of asset restructuring. *Journal of Economic Development*, *Journal of Economic Development*(23(3) 02-35), https://scholar.dlu.edu.vn/thuvienso/bitstream/DLU123456789/123115503/123456781/123456710_123424311_jabes_123452016_123456723_123456783_123456704.pdf.

Sudarsanam, S., & Lai, J. (2001). Corporate financial distress and turnaround strategies: An empirical analysis. *British Journal Of Management*, *12*(3), 183-199. https://doi.org/10.1111/1467-8551.00193

Sun, W., Jin, X., Kim, S. H., & Yang, D. (2025). The Imperative of Digital Transformation and SMEs' Inbound Open Innovation Strategies: The Moderating Role of Partner Diversity and Technological Uncertainty. *SYSTEMS*, *14*(1), 19. https://doi.org/10.3390/systems14010019

Tabur, M., & Bildik, R. (2025). The impact of ESG rating disagreement on the financial performance of environmentally sensitive industry companies worldwide. *Borsa Istanbul Review*, *25*(3), 435-448. https://doi.org/10.1016/j.bir.2025.01.013

Taouab, O., & Issor, Z. (2019). Firm performance: Definition and measurement models. *European Scientific Journal*, *15*(1), 93-106. https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n1p93

Teece, D. J., Pisano, G., & Shuen, A. (1997). Dynamic capabilities and strategic management. *Strategic Management Journal*, *18*(7), 509-533. https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199708)18:7<509::AID-SMJ882>3.0.CO;2-Z

Trigeorgis, L., & Reuer, J. J. (2017). Real options theory in strategic management. *Strategic Management Journal*, *38*(1), 42-63. https://doi.org/10.1002/smj.2593

Tukey, J. W. (1962). The Future of Data Analysis. *The Annals of Mathematical Statistics*, *33*(1), 1-67. http://www.jstor.org/stable/2237638

Tushman, M. L., & Anderson, P. (1986, tái bản 2018). Technological discontinuities and organizational environments. In *Organizational innovation* (Vol. 31(3), pp. 439–465). Routledge. https://doi.org/10.2307/2392832

Tushman, M. L., & Anderson, P. (2018). Technological discontinuities and organizational environments. In *Organizational innovation* (pp. 345-372). Routledge.

Umar, M. A. (2023). Corporate Restructuring. *International Journal of Strategic Decision Sciences*, *14*(1), 1-11. https://doi.org/10.4018/ijsds.319974

VCCI. (2025). Xu hướng tái cấu trúc doanh nghiệp tại Việt Nam. *https://www.vcci.com.vn/news/xu-huong-tai-cau-truc-doanh-nghiep-tai-viet-nam*, *truy cập ngày 01/11/2025*.

Venkatraman, N. (1989). The concept of fit in strategy research: Toward verbal and statistical correspondence. *Academy of management Review*, *14*(3), 423-444. https://doi.org/10.5465/amr.1989.4279078

Vo, D. H., Anh The Vo, CoThi-Huyen Dinh, & Tran., N. P. (2024). Corporate restructuring and firm performance in Vietnam: The moderating role of digital transformation. *PLoS One*, *19*(5), e0303491. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0303491

Võ Thể Anh, Ngọc, T. P., Cơ, Đ. T. H., & Đức, V. H. (2024). Tái cấu trúc và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất tại Việt Nam: Vai trò điều tiết của chuyển đổi số. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính-Marketing*, *15*(3), 1-17. https://doi.org/10.52932/jfm.vi3.475

Wahab, A. O., Akinola, A. O., & Dare, T. C. (2022). Corporate attributes and financial performance of listed agricultural and agroallied companies in Nigeria. *International Journal of Accounting Research*, *7*(2), 73-78. https://j.arabianjbmr.com/index.php/ijar/article/view/557.

Wajid, A., Singh, H., & Ansari, A. A. (2019). Corporate restructuring through mergers: A case of ICICI Bank [Article]. *Indian Journal of Finance*, *13*(8), 38-50. https://doi.org/10.17010/ijf/2019/v13i8/146303

Wang, Z., Kong, D., & Liu, S. (2024). Corporate social responsibility and firm-level systematic risk: The moderating effect of economic policy uncertainty. *International Review Of Financial Analysis*, *94*, 103226. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103226

Weiss, D. (2010). Cost behavior and analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review*, *85*(4), 1441-1471. https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.4.1441

Wernerfelt, B. (1984). A resource-based view of the firm. *5*(2), 171-180. https://doi.org/10.1002/smj.4250050207

Wernerfelt, B., & Karnani, A. (1987). Competitive strategy under uncertainty. *Strategic Management Journal*, *8*(2), 187-194. https://doi.org/10.1002/smj.4250080209

Widiyastuti, I., Rahayu, A., Wibowo, L. A., & Dirgantari, P. D. (2025). Corporate restructuring for firm performance improvement: The strategic role of digital transformation and digital human capital. *Diponegoro International Journal of Business*, *8*(1), 13. https://doi.org/10.14710/dijb.8.1.2025.63-75

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*.MIT press.

Yarba, I., & Güner, Z. N. (2020). Uncertainty, macroprudential policies and corporate leverage: Firm-level evidence. *Central Bank Review*, *20*(2), 33-42. https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.03.005

Young, C., & Holsteen, K. (2017). Model uncertainty and robustness: A computational framework for multimodel analysis. *Sociological Methods & Research*, *46*(1), 3-40. https://doi.org/10.1177/0049124115610347

Yu, X., Tao, Y., Tao, X., Xia, F., & Li, Y. (2018). Managing uncertainty in emerging economies: The interaction effects between causation and effectuation on firm performance. *Technological Forecasting and Social Change*, *135*, 121-131. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.11.017

Yu, Z., Xiao, Y., & Li, J. (2021). Firm-level perception of uncertainty and innovation activity: Textual evidence from China's A-share market. *Pacific-Basin Finance Journal*, *68*. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101555

Zhang, G., Han, J., Pan, Z., & Huang, H. (2015). Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China. *Economic Systems*, *39*(3), 439-457. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.003

Zhang, W., Liu, Y., Sun, Y., & Tao, Q. (2025). Firm-level economic policy uncertainty and M&A: Evidence from MD&A textual analysis. *International Review Of Financial Analysis*, *103*. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104233

Zheng, S., & Wen, J. (2023). How Does Firm-Level Economic Policy Uncertainty Affect Corporate Innovation? Evidence from China. *Sustainability*, *15*(7). https://doi.org/10.3390/su15076219

Phụ lục 1: Ma trận tổng quan nghiên cứu về tái cấu trúc doanh nghiệp, hiệu quả hoạt động và vai trò của bất định.

TT	Tác giả	Quốc gia/Bối cảnh	Loại tái CR liên quan (CRA/CRC/CRD)	Thước đo HQHĐ	Biến bối cảnh hoặc điều tiết	Kết quả chính	Khoảng trống liên quan đến luận án
1	Robbins và Pearce (1992)	Các doanh nghiệp đại chúng ngành sản phẩm dệt tại Hoa Kỳ, dữ liệu tài chính giai đoạn 1976-1985	Thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí, tương ứng gần với CRA và CRC	ROI, ROA và ROS dùng để nhận diện tình huống	Không xét bất định, có xem xét mức độ nghiêm trọng và nguyên nhân suy giảm	Cắt giảm chi phí là thành phần quan trọng của turnaround, kết hợp thu hẹp chi phí và tài sản tạo mức cải thiện hiệu quả cao nhất. Vai trò của thu hẹp tài sản rõ hơn khi suy giảm nghiêm trọng	Mẫu giới hạn trong một ngành tại Hoa Kỳ, không xét bất định ngành, tái cấu trúc nợ và tác động điều tiết của bất định
2	Bergh (1998)	168 doanh nghiệp Fortune 500 tại Hoa Kỳ, bất định và tái cấu trúc được đo giai đoạn 1985-1988, hiệu quả được theo dõi đến năm 1991	Tái cấu trúc danh mục thông qua mua lại và thoái vốn các đơn vị kinh doanh có liên quan hoặc không liên quan	ROA	Bất định thị trường sản phẩm, phân nhóm bất định tăng và giảm	Khi bất định tăng, thoái vốn đơn vị không liên quan và mua lại đơn vị có liên quan tạo ROA cao hơn. Khi bất định giảm, mua lại đơn vị không liên quan hiệu quả hơn, kết quả đối với thoái vốn không hoàn toàn phù hợp với giả thuyết	Không phân tách CRA, CRC và CRD, bất định được đo ở cấp danh mục thị trường sản phẩm
3	Bowman và cộng sự (1999)	Tổng hợp 52 nghiên cứu chủ yếu về doanh nghiệp Hoa Kỳ, công bố từ năm 1986	Tái cấu trúc danh mục, tài chính và tổ chức	Hiệu quả thị trường và hiệu quả kế toán, gồm lợi suất bất thường, ROA, ROE và ROI	Không kiểm định trực tiếp bất định ngành	Tái cấu trúc tài chính tạo mức cải thiện hiệu quả lớn nhất, tái cấu trúc danh mục thường có tác động tích cực nhưng khiêm tốn, kết quả của tái cấu trúc tổ chức không đồng nhất	Là nghiên cứu tổng hợp, không phân tách CRA, CRC và CRD theo cách đo lường thống nhất, không kiểm định tác động của bất định ngành
4	Denis và Kruse (2000)	339 doanh nghiệp Hoa Kỳ trải qua cú giảm mạnh HQHĐ, giai đoạn 1985-1992	Tái cấu trúc tài sản, cắt giảm chi phí và lao động	ROA	Không xét bất định	Hiệu quả cải thiện đáng kể trong ba năm sau suy giảm, mức cải thiện lớn hơn ở doanh nghiệp thực hiện tái cấu trúc tài sản sớm	Không phân tách riêng CRA, CRC và CRD, không xem xét bất định ngành
5	Sudarsanam và Lai (2001)	166 doanh nghiệp Anh có nguy cơ phá sản giai đoạn 1983-	Tái cấu trúc hoạt động, tài sản,	Khả năng trở lại Z-score dương và mức	Kiểm soát mức độ suy giảm, không kiểm định	Doanh nghiệp phục hồi và không phục hồi áp dụng chiến lược khá giống nhau, khác biệt chủ yếu nằm	Chưa xây dựng CRA, CRC và CRD theo hệ đo lường thống nhất, không đo được

		1993, theo dõi ba năm sau khó khăn	quản trị và tài chính	thay đổi Z-score sau khó khăn	bất định ngành với vai trò điều tiết	ở thời điểm, định hướng và hiệu quả thực thi. Doanh nghiệp phục hồi thiên về đầu tư và tăng trưởng, trong khi doanh nghiệp không phục hồi tập trung vào các biện pháp chữa cháy	cường độ tái cấu trúc nợ, chưa kiểm định tác động định ngành
6	Anderson và cộng sự (2003)	7.629 doanh nghiệp công nghiệp trong Compustat, chủ yếu tại Hoa Kỳ, giai đoạn 1979-1998, 64.663 quan sát doanh nghiệp-năm	Hành vi điều chỉnh chi phí SG& là nền tảng gần với CRC	Không đo trực tiếp HQHĐ, biến kết quả là mức thay đổi chi phí SG&A	Không xét bất định	Chi phí SG&A có tính "dính": tăng 0,55% khi doanh thu tăng 1% nhưng chỉ giảm 0,35% khi doanh thu giảm 1%. Độ dính giảm khi doanh thu suy giảm liên tiếp, nhưng tăng trong giai đoạn kinh tế tăng trưởng và tại doanh nghiệp có cường độ tài sản hoặc lao động cao	Không đánh giá tác động của cắt giảm chi phí đến ROA/ROE/ROS, không xem xét CRA và CRD, không đo bất định ngành
7	Morrow và cộng sự (2004)	412 doanh nghiệp sản xuất đơn ngành tại Hoa Kỳ trải qua suy giảm hiệu quả, giai đoạn 1980-1995	Thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí, tương ứng gần với CRA và CRC	ROI điều chỉnh theo ngành, Tobin's Q	Môi trường cạnh tranh theo trạng thái ngành tăng trưởng, trưởng thành và suy giảm	CRA cải thiện hiệu quả trong ngành tăng trưởng và trưởng thành nhưng làm giảm ROI trong ngành suy giảm, CRC cải thiện hiệu quả trong ngành trưởng thành và suy giảm nhưng không có ý nghĩa trong ngành tăng trưởng	Không xem xét CRD, trạng thái ngành dựa trên tăng trưởng doanh thu, chưa xét bất định ngành
8	Leary và Roberts (2005)	Doanh nghiệp phi tài chính và phi tiện ích tại Hoa Kỳ, dữ liệu quý Compustat 1984-2001	Điều chỉnh cơ cấu vốn và đòn bẩy, liên quan đến CRD	Không xem xét trực tiếp HQHĐ	Chi phí điều chỉnh cơ cấu vốn, không xét bất định ngành	Doanh nghiệp chủ động duy trì đòn bẩy trong một vùng mục tiêu, các cú sốc vốn chủ sở hữu được điều chỉnh chủ yếu bằng chính sách nợ trong khoảng 2->4 năm	Không đánh giá tác động của điều chỉnh nợ đến HQHĐ, không xem xét CRA, CRC và bất định ngành
9	Guthrie và Datta (2008)	122 doanh nghiệp sản xuất tại Hoa Kỳ; thu hẹp lao động giai đoạn 1998-1999	Thu hẹp lao động, có liên quan với CRC	ROA bình quân ba năm sau thu hẹp lao động	Cường độ R&D, tăng trưởng ngành, cường độ vốn và mức độ năng động ngành	Thu hẹp lao động làm giảm ROA, tác động tiêu cực mạnh hơn trong ngành có R&D cao, tăng trưởng cao và cường độ vốn thấp. Không có bằng chứng về vai trò điều tiết của mức độ năng động ngành	Không đo CRA, CRC và CRD theo dữ liệu tài chính, chưa xây dựng chỉ số bất định ngành đa chiều, chưa xử lý triệt để quan hệ nhân quả ngược

10	Bloom (2009)	Bài nghiên cứu này đề xuất một khuôn khổ cấu trúc để phân tích tác động của các cú sốc bất định của doanh nghiệp, ngành và vĩ mô tại Hoa Kỳ	Không nghiên cứu trực tiếp tái cấu trúc	Đầu tư, tuyển dụng, việc làm, sản lượng và năng suất	Cú sốc bất định vĩ mô, chủ yếu nhận diện qua biến động thị trường chứng khoán	Bất định làm doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và tuyển dụng, kéo giảm sản lượng, việc làm và năng suất trong ngắn hạn, hoạt động phục hồi sau khi bất định giảm	Không xem xét CRA, CRC và CRD hoặc HQHĐ cấp doanh nghiệp, chưa kiểm định bất định như biến điều tiết
11	Lim và cộng sự (2013)	2.406 doanh nghiệp lớn, ít đa dạng hóa tại Nhật Bản, gồm 383 trường hợp thu hẹp tài sản và 367 trường hợp cắt giảm chi phí giai đoạn 1992-1997	Thu hẹp tài sản và cắt giảm chi phí, tương ứng gần với CRA và CRC	ROS điều chỉnh theo ngành	Không xét	Cắt giảm chi phí làm giảm hiệu quả tại doanh nghiệp. Tác động của thu hẹp tài sản phụ thuộc đồng thời vào mức độ thâm dụng tài sản của doanh nghiệp và ngành, không có ảnh hưởng đồng nhất	Không xem xét CRD và bất định ngành, các kênh tái cấu trúc chưa được đo lường trong một mô hình bảng động thống nhất
12	Koh và cộng sự (2015)	Doanh nghiệp phi tài chính và phi tiện ích tại Hoa Kỳ, giai đoạn 1995-2013, 5.272 quan sát doanh nghiệp-năm rơi vào khó khăn tài chính	Tái cấu trúc quản trị, hoạt động, tài sản và tài chính, các chiến lược giảm đầu tư, chi phí và thay đổi nợ có nội hàm gần với CRA, CRC và CRD	Không xét HQHĐ	Vòng đời doanh nghiệp: khai sinh, tăng trưởng, trưởng thành và suy giảm	Lựa chọn chiến lược khác nhau theo vòng đời. Giảm đầu tư và cổ tức gắn với xác suất phục hồi cao hơn, phát hành thêm nợ làm giảm khả năng phục hồi. Bán tài sản, giảm COGS và lao động không có tác động ổn định, kết hợp hai hoặc ba chiến lược có lợi hơn thực hiện quá nhiều chiến lược	Không đo HQHĐ bằng ROA/ROE/ROS, tái cấu trúc được đo chủ yếu bằng biến giả, chưa xây dựng CRA, CRC và CRD liên tục, không kiểm định bất định ngành
13	Sử Đình Thành và cộng sự (2016)	226 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX, Việt Nam, giai đoạn 2007-2014	Tái cấu trúc tài sản, biến giả RES nhận giá trị 1 nếu tỷ lệ thay đổi tổng tài sản từ 5% trở lên và biến liên tục DAS phản ánh tỷ lệ thay đổi tài	ROA và Tobin's Q	Không xem xét bất định, tập trung vào cơ cấu sở hữu, đặc điểm hội đồng quản trị và đặc điểm doanh nghiệp	Quyết định CR chịu ảnh hưởng bởi hiệu quả, đòn bẩy, dòng tiền, tăng trưởng và cơ cấu sở hữu. Đối với hiệu quả sau CR, quy mô hội đồng quản trị và sự hiện diện của thành viên bên ngoài có tác động tích cực, sở hữu nước ngoài gắn với sự cải thiện hiệu quả. Tác động trực tiếp của mức thay đổi tài sản lên	Chỉ xem xét tái cấu trúc tài sản, chưa phân tách CRC và CRD, phép đo CR bao gồm cả tăng và giảm tài sản nên chưa phản ánh riêng hành vi thu hẹp tài sản, chưa đo bất định ngành

			sản, có nội hàm gần với CRA			ROA và Tobin's Q không đồng nhất	
14	Girod và Whittington (2017)	50 doanh nghiệp công nghiệp lớn thuộc Fortune 500 tại Hoa Kỳ năm 1985, được theo dõi đến năm 2004, 13 doanh nghiệp rời mẫu do bị thâu tóm	Tái cấu trúc tổ chức toàn diện và tái cấu hình tổ chức từng phần, không tương ứng trực tiếp với CRA, CRC hoặc CRD	ROA và Tobin's Q	Mức độ năng động của môi trường ngành, đo bằng biến động của tốc độ thay đổi doanh thu ngành.	Trong điều kiện chung, CR tổ chức toàn diện cải thiện Tobin's Q và ROA với độ trễ, còn tái cấu hình từng phần làm giảm hiệu quả. Khi môi trường năng động cao, kết quả đảo chiều: CR toàn diện làm giảm hiệu quả, trong khi tái cấu hình thường xuyên cải thiện ROA	Không nghiên cứu riêng tái cấu trúc tài sản, chi phí và nợ, mức độ năng động ngành chỉ dựa trên doanh thu, chưa xây dựng chỉ số bất định đa chiều
15	Kumaraswamy và cộng sự (2019)	14 doanh nghiệp phi tài chính thuộc các quốc gia Hội đồng Hợp tác vùng Vịnh (GCC) thực hiện các thương vụ M&A lớn trong giai đoạn 2004-2017, sử dụng dữ liệu bốn năm trước và bốn năm sau M&A	Sáp nhập và mua lại như một hình thức CR doanh nghiệp, không tương ứng trực tiếp với CRA, CRC hoặc CRD	ROA, biên lợi nhuận ròng, hệ số thanh toán nhanh và tỷ lệ nợ/VCSH	Không xem xét biến điều tiết, so sánh giai đoạn trước và sau M&A	Sau M&A, ROA và biên lợi nhuận ròng giảm nhưng không có ý nghĩa thống kê, tỷ lệ nợ/VCSH tăng nhưng chỉ có ý nghĩa yếu, khả năng thanh khoản giảm có ý nghĩa. Kết quả không ủng hộ quan điểm rằng M&A luôn tạo ra lợi ích hiệp lực về khả năng sinh lời	Chỉ nghiên cứu M&A, không phân tách CRA, CRC và CRD, không đo bất định ngành mẫu chỉ có 14 doanh nghiệp, thiết kế trước-sau và OLS chưa xử lý đầy đủ nội sinh, tự lựa chọn M&A và các cú sốc đồng thời
16	Cascio và cộng sự (2021)	4.627 doanh nghiệp niêm yết trên NYSE tại Hoa Kỳ, giai đoạn 1980-2016, dữ liệu bảng không cân bằng gồm 61.853 quan sát	Thu hẹp và mở rộng lao động, tài sản hoặc kết hợp cả hai, thu hẹp tài sản gần với CRA, còn thu hẹp lao động chỉ liên quan gián tiếp đến CRC, không xét CRD	Lợi suất cổ phiếu điều chỉnh theo ngành trong một và hai năm sau CR, ROA và ROA điều chỉnh ngành được dùng trong phân tích bổ sung	chủ yếu là các tiền tố của quyết định CR, không phải biến điều tiết quan hệ CR–HQHĐ	Kết quả sau CR phụ thuộc loại hình và hiệu quả trước đó. Trong nhóm thu hẹp, kết hợp giảm lao động và tài sản tạo lợi suất sau CR cao nhất, tiếp theo là giảm tài sản và thấp nhất là giảm lao động. Trong nhóm mở rộng, mở rộng lao động có kết quả tốt nhất, tiếp theo là mở rộng tài sản, còn mở rộng đồng thời lao động và tài sản có kết quả thấp nhất. CR được thực hiện sau giai đoạn hiệu quả suy giảm nghiêm trọng thường tạo kết quả sau đó tốt hơn	Không xem xét CRC dựa trên chi phí kế toán và không xét CRD.

17	Van Dan Dang và Hoang Chung Nguyen (2022)	31 ngân hàng thương mại Việt Nam, giai đoạn 2007-2019, dữ liệu bảng không cân bằng gồm 383 quan sát, bao phủ trên 90% tổng tài sản ngành ngân hàng	Không xem xét CR, không đo CRA, CRC hoặc CRD	ROA, ROE, thu nhập lãi thuần, thu nhập ngoài lãi và các thành phần, dự phòng tổn thất tín dụng, đều chuẩn hóa theo tổng tài sản	Bất định ngành ngân hàng được đo bằng độ lệch chuẩn chéo của phần dư từ tăng trưởng tài sản, tăng trưởng nguồn vốn ngắn hạn và khả năng sinh lời	Bất định ngân hàng làm giảm ROA, ROE và thu nhập lãi thuần, đồng thời làm tăng tổng thu nhập ngoài lãi, đặc biệt thu nhập từ phí, ngoại hối và các hoạt động phi truyền thống khác, nhưng làm giảm thu nhập kinh doanh chứng khoán. Các tác động mạnh hơn ở ngân hàng có rủi ro tín dụng và rủi ro vỡ nợ cao	Có thể kế thừa quy trình hai bước xây dựng bất định từ phần dư sau khi kiểm soát hiệu ứng đơn vị và thời gian, sau đó tính độ phân tán ở cấp ngành, đồng thời kế thừa mô hình bảng động two-step System GMM. Tuy nhiên, bài chỉ nghiên cứu ngân hàng
18	Palacín-Sánchez và cộng sự (2023)	Nghiên cứu tình huống Sacyr, một tập đoàn niêm yết lớn của Tây Ban Nha, trong giai đoạn khó khăn tài chính 2008-2017	Tái cấu trúc tài sản, hoạt động, tài chính và quản trị, bán tài sản gần với CRA, tái cấu trúc hoạt động liên quan đến CRC, còn trả nợ và tái đàm phán nợ gần với CRD	Khả năng phục hồi khỏi khó khăn tài chính dựa trên hệ số EBITDA/chi phí tài chính, đồng thời xem xét ROA, ROE	Bối cảnh thể chế Tây Ban Nha, hệ thống tài chính dựa vào ngân hàng và khủng hoảng kinh tế-tài chính, không ước lượng biến điều tiết	Doanh nghiệp triển khai đồng thời nhiều chiến lược, nhưng tập trung chủ yếu vào trả nợ, tái đàm phán nợ và bán tài sản. Tái cấu trúc hoạt động hỗ trợ dòng tiền chủ yếu trong ngắn hạn. Doanh nghiệp thoát khỏi khó khăn tài chính sau quá trình kéo dài khoảng 10 năm, nhưng khả năng sinh lời phục hồi yếu và chưa trở lại mức trước khó khăn	Chỉ nghiên cứu một doanh nghiệp nên khả năng khái quát thấp, không ước lượng tác động riêng của CRA, CRC và CRD đến HQHĐ, không đo bất định ngành
19	Drnevich và West (2021/2023)	717 doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Hoa Kỳ, có từ 1-249 lao động, dữ liệu khảo sát NFIB năm 2005 phản ánh hoạt động giai đoạn 2003-2005, kiểm định bổ sung trên 522 doanh nghiệp siêu nhỏ	Không xem xét CR, không đo CRA, CRC hoặc CRD	Hiệu quả tương đối, đo bằng mức tăng trưởng doanh thu của doanh nghiệp so với mức tăng trưởng trung bình của nhóm ngành	Bất định công nghệ cảm nhận, tuổi và quy mô doanh nghiệp đóng vai trò điều tiết.	Bất định công nghệ có quan hệ dương với hiệu quả tương đối. Lợi ích này lớn hơn ở doanh nghiệp trẻ và nhỏ, tác động tích cực suy yếu khi doanh nghiệp già hơn hoặc lớn hơn. Kết quả về tuổi vẫn bền vững trong nhóm doanh nghiệp siêu nhỏ	Không nghiên cứu tác động của CR đến HQHĐ, bất định được đo bằng cảm nhận của nhà quản trị và chỉ tập trung vào công nghệ, không phải chỉ số bất định ngành khách quan, đa chiều, dữ liệu khảo sát cắt ngang và HQHĐ dựa trên tăng trưởng doanh thu tự báo cáo, chưa kiểm định bất định như biến điều tiết giữa CRA, CRC, CRD và HQHĐ

20	Koroma và Bein (2024)	199 doanh nghiệp phi tài chính thuộc 17 phân ngành sản xuất niêm yết tại Anh, giai đoạn 2006-2021, dữ liệu bảng cân bằng gồm 3.184 quan sát	Không nghiên cứu trực tiếp CRA, CRC hoặc CRD, biến giải thích chính là chu kỳ chuyển đổi tiền mặt, phản ánh quản trị vốn lưu động	ROA, ROE và ROOA	Bất định chính sách kinh tế của Anh, đo bằng chỉ số EPU dựa trên tần suất tin báo, được tương tác với CCC. Chỉ số bất định thế giới được dùng làm biến kiểm soát	CCC có quan hệ với khả năng sinh lời, nhưng tương tác CCC × EPU mang dấu âm, cho thấy bất định chính sách làm suy yếu hiệu quả của quản trị vốn lưu động đối với ROA, ROE và ROOA. Kết quả nhìn chung được duy trì khi kiểm soát khác biệt ngành	Có thể kế thừa mô hình biến tương tác giữa quyết định doanh nghiệp và bất định, sử dụng nhiều thước đo HQHĐ, so sánh FE, RE và GMM, đồng thời kiểm định độ bền với biến giả ngành, không xem xét tái cấu trúc tài sản, chi phí và nợ, EPU là bất định vĩ mô chung cho toàn bộ doanh nghiệp, không phải bất định ngành.
21	Duc Hong Vo và cộng sự (2024)	118 doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, giai đoạn 2011-2021, dữ liệu bảng không cân bằng gồm 1.251 quan sát	Tái cấu trúc tài chính, danh mục tài sản và hoạt động, có nội hàm gần với CRD, CRA và CRC	ROA	Chuyển đổi số, được đo bằng chỉ số tần suất từ khóa trong báo cáo thường niên và sử dụng làm biến điều tiết	Tái cấu trúc tài chính, danh mục và hoạt động nhìn chung làm giảm ROA. Chuyển đổi số riêng lẻ cũng có tác động âm. Tuy nhiên, các tương tác giữa chuyển đổi số với từng loại CR mang dấu dương, cho thấy chuyển đổi số làm giảm bớt hoặc đảo chiều tác động bất lợi của CR. Kết quả giữ vững khi sử dụng chỉ số CR tổng hợp bằng PCA và khi chia mẫu doanh nghiệp công nghệ/phi công nghệ	Không đo lường CRA, CRC và CRD theo cùng phép đo của luận án, không phân biệt rõ chiều tăng và giảm của tài sản, chi phí và nợ, chưa xem xét bất định ngành hoặc tương tác giữa bất định ngành với từng kênh CR, mẫu chỉ gồm 118 doanh nghiệp.
22	Aprisma và Sudaryati (2020)	Doanh nghiệp sản xuất niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Indonesia, giai đoạn 2014-2018, mẫu phân tích khoảng 441-442 quan sát doanh nghiệp-năm	Không nghiên cứu CR, không đo CRA, CRC hoặc CRD	ROA	Bất định môi trường là biến giải thích, quản trị doanh nghiệp là biến điều tiết, được tổng hợp bằng PCA từ tính độc lập và quy mô HĐQT, sở hữu cổ đông	Bất định môi trường có tác động âm đến ROA. Tương tác giữa bất định và quản trị doanh nghiệp mang dấu dương, cho thấy quản trị tốt làm suy yếu tác động bất lợi của bất định đến hiệu quả doanh nghiệp	Không kiểm định tác động của CRA, CRC và CRD đến HQHĐ, quản trị doanh nghiệp, không phải bất định, giữ vai trò điều tiết, bất định được đo ở cấp doanh nghiệp và chủ yếu phản ánh biến động thị trường, chưa phải bất định ngành đa chiều.

					lớn và sở hữu tổ chức		
23	Baruník và cộng sự (2024)	11 ngành kinh tế Hoa Kỳ, dữ liệu quyền chọn của 69 doanh nghiệp lớn, tần suất ngày, giai đoạn 01/2000-05/2020	Không xem xét CR, không đo CRA, CRC hoặc CRD	Không đo HQHĐ cấp doanh nghiệp, biến kết quả gồm mức độ kết nối mạng lưới bất định ngành và các chỉ báo chu kỳ kinh doanh	Bất định ngành kỳ vọng được xây dựng từ biến động hàm ý quyền chọn, mạng lưới động xác định ngành truyền, nhận và trung tâm lan truyền bất định	Bất định giữa các ngành có tính liên kết và phản chu kỳ. Công nghệ thông tin, truyền thông và công nghiệp là các trung tâm bất định chủ yếu, vật liệu, bất động sản và tiện ích có liên kết yếu. Mạng lưới bất định thắt chặt thường dự báo suy giảm kinh tế trong tương lai, đặc biệt khi sự gia tăng xuất phát từ các ngành trung tâm	Không kiểm định CR-HQHĐ, không đánh giá bất định điều tiết tác động của CRA, CRC và CRD, bất định dựa trên kỳ vọng thị trường quyền chọn của các doanh nghiệp lớn, không dựa trên biến động hoạt động thực, kết quả ở cấp ngành-vĩ mô nên chưa phản ánh dị biệt doanh nghiệp
24	Campello và cộng sự (2024)	Gần như toàn bộ doanh nghiệp vận tải biển công và tư trên thế giới, 3.966 doanh nghiệp tại 109 quốc gia, dữ liệu tàu biển giai đoạn 2006-2019	Điều chỉnh cơ sở tài sản qua đặt mua tàu mới, mua tàu cũ, bán tàu và phá dỡ tàu, liên quan trực tiếp đến tái cấu trúc tài sản nhưng	Không đo HQHĐ bằng ROA/ROE/ROS, xem xét quy mô đầu tư và thoái giảm tài sản, cơ cấu danh mục tàu và năng suất tài sản dựa trên tuổi tàu, tải trọng và hiệu suất động cơ	Bất định ngành vận tải biển, đo chủ yếu bằng độ biến động hàm ý quyền chọn cổ phiếu ở cấp phân ngành-quý, thanh khoản thị trường tài sản thứ cấp điều tiết tác động của bất định	Bất định làm giảm cả đầu tư và thoái giảm tài sản, đặc biệt làm giảm đặt mua tàu mới và phá dỡ tàu cũ-những quyết định khó đảo ngược. Doanh nghiệp vì vậy chậm thay thế tài sản cũ bằng tài sản mới, thu hẹp phạm vi danh mục và duy trì cơ sở tài sản có năng suất thấp hơn. Tác động bất lợi mạnh hơn khi thanh khoản thị trường tàu cũ thấp	Không kiểm định tác động của CRA đến ROA/ROE/ROS, không xem xét CRC và CRD, chỉ nghiên cứu một ngành thâm dụng vốn, bất định được đo ở cấp phân ngành vận tải biển,
25	Nguyễn Thị Chỉnh và cộng sự (2025)	645 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam, giai đoạn 2010-2022, 7.038 quan sát doanh nghiệp-năm	Tái cấu trúc tài chính gồm cắt giảm cổ tức, điều chỉnh nợ và phát hành vốn chủ sở hữu, biến NetDebt có liên quan đến CRD	Không đo trực tiếp HQHĐ, biến kết quả là xác suất doanh nghiệp lựa chọn từng chiến lược tái cấu trúc tài	Vòng đời doanh nghiệp gồm khai sinh, tăng trưởng, trưởng thành và suy giảm, tương tác giữa khó khăn	Khi gặp khó khăn tài chính, doanh nghiệp có xu hướng cắt giảm cổ tức nhiều hơn, nhưng ít lựa chọn huy động thêm nợ và vốn chủ sở hữu. Doanh nghiệp ở giai đoạn khai sinh ít có khả năng cắt giảm cổ tức khi gặp khó khăn, lựa chọn	Không đánh giá tác động của CRD đến ROA/ROE/ROS, NetDebt phản ánh mức tài trợ nợ tương đối cao thay vì mức giảm nợ, không xem xét CRA và CRC, chưa đo bất định ngành

				chính khi gặp khó khăn	tài chính và vòng đời	CR thay đổi theo giai đoạn vòng đời	
26	Forcadell và cộng sự (2025)	932 doanh nghiệp niêm yết phi tài chính tại 15 quốc gia EU, giai đoạn 1998-2011, dữ liệu bảng không cân bằng, bao gồm giai đoạn tăng trưởng và khủng hoảng tài chính	Tái cấu trúc danh mục kinh doanh thông qua bán tài sản cố định, đơn vị kinh doanh hoặc bộ phận có giá trị ít nhất 10% cơ sở tài sản, có liên hệ với CRA.	ROA, ROE được sử dụng để kiểm định độ bền	Mức độ quốc tế hóa, đo bằng doanh thu nước ngoài/tổng doanh thu, tương tác giữa CR và quốc tế hóa hiện tại hoặc trễ 1->2 năm. Khủng hoảng 2007-2011 là biến kiểm soát	Tái cấu trúc danh mục làm tăng ROA. Hiệu quả tích cực mạnh hơn ở doanh nghiệp đã quốc tế hóa, đặc biệt khi CR được thực hiện một năm sau quốc tế hóa. Kết quả duy trì khi dùng ROE, khủng hoảng và mức nợ cao làm giảm hiệu quả	Không phân tách CRA, CRC và CRD, biến CR là biến giả dựa trên thoái vốn tài sản, chưa phản ánh cường độ thay đổi liên tục, không đo bất định ngành hoặc kiểm định bất định điều tiết quan hệ CR-HQHĐ, mẫu tập trung vào doanh nghiệp lớn tại các nền kinh tế EU phát triển

Phụ lục 2: Các kết quả kiểm định

PL2.1: Kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Fisher-type unit-root test for **ROA**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.18**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	2370.3450	0.0000
Inverse normal	Z	-16.9415	0.0000
Inverse logit t(2404)	L*	-22.2941	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	31.8715	0.0000

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Fisher-type unit-root test for **ROS**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.16**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	2428.0746	0.0000
Inverse normal	Z	-16.9262	0.0000
Inverse logit t(2404)	L*	-22.5011	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	33.1835	0.0000

Fisher-type unit-root test for **ROE**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.18**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	2469.2313	0.0000
Inverse normal	Z	-17.7228	0.0000
Inverse logit t(2404)	L*	-23.4364	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	34.1189	0.0000

Fisher-type unit-root test for **CRA**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **13.22**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	**2947.8602**	**0.0000**
Inverse normal	Z	**-27.8840**	**0.0000**
Inverse logit t(2254)	L*	**-34.4981**	**0.0000**
Modified inv. chi-squared	Pm	**44.9968**	**0.0000**

Fisher-type unit-root test for **CRD**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **13.22**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	**3063.8174**	**0.0000**
Inverse normal	Z	**-29.6697**	**0.0000**
Inverse logit t(2374)	L*	**-35.2291**	**0.0000**
Modified inv. chi-squared	Pm	**47.6322**	**0.0000**

Fisher-type unit-root test for **CRC**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **13.22**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	**3343.1682**	**0.0000**
Inverse normal	Z	**-29.9110**	**0.0000**
Inverse logit t(2339)	L*	**-38.6979**	**0.0000**
Modified inv. chi-squared	Pm	**53.9811**	**0.0000**

Fisher-type unit-root test for **UI_index**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **13.42**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	2992.3729	0.0000
Inverse normal	Z	-32.2426	0.0000
Inverse logit t(2404)	L*	-36.0969	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	46.0085	0.0000

Fisher-type unit-root test for **sizeTA**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.18**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	1390.7768	0.0000
Inverse normal	Z	0.0894	0.5356
Inverse logit t(2389)	L*	-2.6284	0.0043
Modified inv. chi-squared	Pm	9.6086	0.0000

Fisher-type unit-root test for **DE**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.18**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	2538.7807	0.0000
Inverse normal	Z	-16.6733	0.0000
Inverse logit t(2389)	L*	-24.0989	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	35.6996	0.0000

Fisher-type unit-root test for **LevA**
Based on augmented Dickey–Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.18**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	1699.1496	0.0000
Inverse normal	Z	-8.3414	0.0000
Inverse logit t(2404)	L*	-10.9911	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	16.6170	0.0000

Fisher-type unit-root test for **Liq**
Based on augmented Dickey–Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **14.18**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	1645.5692	0.0000
Inverse normal	Z	-6.6245	0.0000
Inverse logit t(2389)	L*	-9.1843	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	15.3993	0.0000

Fisher-type unit-root test for **GSALE**
Based on augmented Dickey–Fuller tests

H0: All panels contain unit roots — Number of panels = **484**
Ha: At least one panel is stationary — Avg. number of periods = **13.22**

AR parameter: **Panel-specific** — Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** — ADF regressions: **1 lag**

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	3734.5921	0.0000
Inverse normal	Z	-36.3965	0.0000
Inverse logit t(2394)	L*	-44.3072	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	62.8771	0.0000

```
Fisher-type unit-root test for lnAGE
Based on augmented Dickey-Fuller tests
```

```
H0: All panels contain unit roots          Number of panels       =    484
Ha: At least one panel is stationary       Avg. number of periods =  14.18

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T -> Infinity
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
Drift term:   Not included                 ADF regressions: 1 lag
```

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(968)	P	2.49e+04	0.0000
Inverse normal	Z	-122.4973	0.0000
Inverse logit t(2389)	L*	-308.3116	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	544.9936	0.0000

PL2.2. Thống kê mô tả

Variable	N	Mean	SD	p50	Min	Max	Skewness	Kurtosis
ROA	6862	.0767418	.0890494	.0585432	-.8225222	.9937825	1.287029	14.16112
ROE	6861	.1396409	.5347337	.1348482	-40.82061	1.586918	-66.17087	5026.972
ROS	6855	.1242433	6.466647	.0656851	-133.7451	496.5848	63.68878	5113.493
CRA	6400	.0348653	.076151	0	0	.875528	3.63706	21.67931
CRD	6400	.0402162	.0778762	0	0	.8935491	3.35616	19.71075
CRC	6400	.005869	.0174053	0	0	.4405787	7.943055	117.1828
UI_index	6493	.0080018	1.695388	-.3201733	-.5492254	17.30069	9.490018	96.72661
sizeTA	6862	27.50203	1.560454	27.38053	22.58688	34.36037	.5326947	3.480644
DE	6861	1.630726	3.331877	1.011566	-4.831419	140.0325	23.89617	844.4415
LevA	6862	.4887611	.2169308	.4999964	0	1.294471	-.1330317	2.224937
Liq	6861	2.910196	28.66125	1.513798	.0971288	2121.488	64.83622	4552.323
GSALE	6400	.1223885	1.348346	.0449616	-5.997035	91.63306	51.42069	3368.379
lnAGE	6862	1.808559	.8935512	2.079442	0	3.218876	-.8730662	2.660653

PL2.3. Ma trận tương quan

	(1)										
	ROA	CRA	CRD	CRC	UI_index	sizeTA	DE	LevA	Liq	GSALE	lnAGE
ROA	1,000										
CRA	-0,208***	1,000									
CRD	-0,055***	0,856***	1,000								
CRC	-0,034**	0,131***	0,111***	1,000							
UI_index	-0,060***	0,023	0,017	-0,014	1,000						
sizeTA	-0,090***	-0,138***	-0,118***	-0,118***	0,068***	1,000					
DE	-0,212***	0,017	-0,026*	-0,022	0,034**	0,112***	1,000				
LevA	-0,395***	-0,031*	-0,067***	-0,048***	0,030*	0,293***	0,470***	1,000			
Liq	0,003	-0,004	0,091***	0,001	0,114***	-0,056***	-0,025*	-0,097***	1,000		
GSALE	0,052***	-0,087***	-0,065***	-0,063***	0,112***	0,019	0,026*	0,040**	0,026*	1,000	
lnAGE	-0,104***	0,056***	0,007	0,075***	-0,083***	0,126***	-0,049***	-0,083***	-0,031*	-0,068***	1,000
N	6862										

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

PL2.4. Kiểm định phương sai thay đổi và tự tương quan

```
. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (484)  =     257949.43
Prob > chi2 =          0.0000
```

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
     F(  1,     483) =     61.017
           Prob > F =      0.0000
```

PL2.5. Kiểm định phụ thuộc chéo

```
Testing for weak cross-sectional dependence (CSD)
   H0: weak cross-section dependence
   H1: strong cross-section dependence
```

	CD
residuals	0.18 (0.854)

p-values in parenthesis.
References

PL2.6. Kiểm tra nội sinh

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  24.7443  (p = 0.0000)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
CRA	0.0561	0.0522	0.0050	7.46474	0.0006

(F statistic adjusted for 484 clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  6.88155  (p = 0.0090)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
CRD	0.7772	0.7762	0.0001	.196812	0.8214

(F statistic adjusted for 484 clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  3.93565  (p = 0.0478)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)
```

```
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
CRC	**0.0529**	**0.0487**	**0.0069**	**14.3413**	**0.0000**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  13.1135  (p = 0.0003)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)
```

```
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
UI_index	**0.3383**	**0.3356**	**0.2444**	**1885.76**	**0.0000**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

estat endogenous

```
Tests of endogeneity
H0: Variables are exogenous

Robust regression F(1,483)      =  14.0139  (p = 0.0002)
  (Adjusted for 484 clusters in fid)
```

estat firststage

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
CRA_x_UI	**0.7367**	**0.7355**	**0.0036**	**1.79344**	**0.1675**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

estat endogenous

```
Tests of endogeneity
H0: Variables are exogenous

Robust regression F(1,483)      =   8.5882  (p = 0.0035)
  (Adjusted for 484 clusters in fid)
```

estat firststage

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
CRD_x_UI	**0.7423**	**0.7411**	**0.0072**	**10.8516**	**0.0000**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  .006858  (p = 0.9340)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
CRC_x_UI	**0.0243**	**0.0196**	**0.0011**	**.779065**	**0.4594**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
.
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  7.88103  (p = 0.0052)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
sizeTA	**0.9630**	**0.9629**	**0.9552**	**17419.2**	**0.0000**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  3.77094  (p = 0.0527)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
DE	**0.2387**	**0.2354**	**0.0318**	**8.03414**	**0.0004**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
.
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  .106143  (p = 0.7447)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
Liq_w	**0.5679**	**0.5661**	**0.3293**	**78.0581**	**0.0000**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  5.61794  (p = 0.0182)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
LevA	**0.8206**	**0.8199**	**0.6439**	**382.641**	**0.0000**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

```
. estat endogenous

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust regression F(1,483)      =  6.64256  (p = 0.0103)
    (Adjusted for 484 clusters in fid)

.
. estat firststage

  First-stage regression summary statistics
```

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(2,483)	Prob > F
GSALE	**0.0587**	**0.0545**	**0.0048**	**1.91686**	**0.1482**

(F statistic adjusted for **484** clusters in fid)

PL2.7. Kết quả PCA chỉ số UI_index

```
. pca Z_UC_sale_ind Z_UC_cf_ind Z_UC_pf_ind

Principal components/correlation                  Number of obs    =      6,493
                                                  Number of comp.  =          3
                                                  Trace            =          3
    Rotation: (unrotated = principal)             Rho              =     1.0000
```

Component	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Comp1	2.10392	1.2308	0.7013	0.7013
Comp2	.873119	.850154	0.2910	0.9923
Comp3	.0229646	.	0.0077	1.0000

```
Principal components (eigenvectors)
```

Variable	Comp1	Comp2	Comp3	Unexplained
Z_UC_sale_~d	0.3221	0.9462	0.0306	0
Z_UC_cf_ind	0.6725	-0.2059	-0.7109	0
Z_UC_pf_ind	0.6664	-0.2496	0.7026	0

PL2.8. Thống kê chỉ số UI_index theo ngành

industry	N	Mean	SD	Min	p50	Max
BĐS	878	1.756111	4.148691	-.4201445	.7460792	17.30069
Điện-nước-xăng	689	-.344853	.190227	-.5492254	-.4247184	.1052552
Dịch vụ CN	1235	-.1976294	.4396853	-.4807644	-.3238642	1.318911
Gia dụng	382	-.3801842	.1163841	-.5488148	-.4133066	-.1534246
Hóa chất	466	-.1930802	.1677426	-.473757	-.247318	.1394286
Tài nguyên	681	-.0323317	.3401729	-.3818907	-.133307	.8057562
Thực phẩm	608	-.3364766	.1174678	-.5128279	-.3756461	-.084956
Xây dựng	1554	-.3516293	.1271854	-.4625279	-.366204	.0583329
Total	6493	.0080018	1.695388	-.5492254	-.3201733	17.30069

PL2.9. Kiểm định Wald test (H_{10})

```
. test CRA_x_UI = CRD_x_UI

 ( 1)  CRA_x_UI - CRD_x_UI = 0

       F(  1,   483) =    7.68
            Prob > F =    0.0058

.
.
.
. test CRA_x_UI = CRC_x_UI

 ( 1)  CRA_x_UI - CRC_x_UI = 0

       F(  1,   483) =    2.71
            Prob > F =    0.1002
```

```
.
. test CRD_x_UI = CRC_x_UI

 ( 1)  CRD_x_UI - CRC_x_UI = 0

       F(  1,   483) =   11.12
            Prob > F =    0.0009

. test (CRA_x_UI = CRD_x_UI)(CRA_x_UI = CRC_x_UI)

 ( 1)  CRA_x_UI - CRD_x_UI = 0
 ( 2)  CRA_x_UI - CRC_x_UI = 0

       F(  2,   483) =    5.87
            Prob > F =    0.0030
```

PL2.9. Kết quả hồi quy mô hình I

LP2.9.Kết quả hồi quy SGMM với ROA - chiến lược CRA

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 37                      Obs per group: min =         4
F(22, 483)    =    103.16                                      avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .6094181   .1237651     4.92   0.000     .3662337    .8526026
             |
         CRA |  -.4943315   .2456325    -2.01   0.045    -.9769717   -.0116912
    UI_index |   .0143945   .0080038     1.80   0.073     -.001332    .0301211
      sizeTA |  -.0128494   .0053987    -2.38   0.018    -.0234573   -.0022416
          DE |   -.007165    .012774    -0.56   0.575    -.0322644    .0179344
        LevA |   .1327405   .1143141     1.16   0.246    -.0918739     .357355
       Liq_w |   .0005626   .0033638     0.17   0.867    -.0060468    .0071721
       GSALE |   .0083724    .012398     0.68   0.500    -.0159883    .0327332
       lnAGE |   .0003753   .0028135     0.13   0.894    -.0051528    .0059035
             |
        year |
        2011 |  -.0283385    .012212    -2.32   0.021    -.0523338   -.0043432
        2012 |  -.0109396   .0087055    -1.26   0.209    -.0280449    .0061657
        2013 |  -.0351472   .0180816    -1.94   0.052    -.0706755     .000381
        2014 |  -.0006934   .0070931    -0.10   0.922    -.0146306    .0132437
        2015 |   .0043552   .0072419     0.60   0.548    -.0098744    .0185848
        2016 |  -.0045043   .0069881    -0.64   0.520    -.0182352    .0092266
        2017 |  -.0071697   .0070577    -1.02   0.310    -.0210373     .006698
        2018 |  -.0019668   .0056217    -0.35   0.727    -.0130128    .0090793
        2019 |   .0032411    .005355     0.61   0.545    -.0072809     .013763
        2020 |  -.0007073   .0053646    -0.13   0.895    -.0112481    .0098335
        2021 |   .0087722   .0048902     1.79   0.073    -.0008365    .0183808
        2023 |  -.0020139   .0061801    -0.33   0.745    -.0141572    .0101293
        2024 |   .0046262   .0055591     0.83   0.406    -.0062969    .0155493
             |
       _cons |   .3467709    .133294     2.60   0.010     .0848631    .6086786
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA L.Liq_w) collapsed
    L(2/3).(L2.ROA L.CRA UI_index L2.sizeTA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.Liq_w) collapsed
    DL.(L2.ROA L.CRA UI_index L2.sizeTA) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.26  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.13  Pr > z =  0.260
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(14)   =  10.23  Prob > chi2 =  0.745
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(14)   =  11.23  Prob > chi2 =  0.668
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA - chiến lược CRA theo cường độ có kiểm soát biến giả ngành

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid			Number of obs	=	6376
Time variable : year			Number of groups	=	484
Number of instruments = 44			Obs per group: min	=	4
F(29, 483)	= 109.85		avg	=	13.17
Prob > F	= 0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.617458	.1200426	5.14	0.000	.3815878	.8533281
CRA	-.4823511	.2291839	-2.10	0.036	-.9326717	-.0320304
UI_index	.0135037	.0069363	1.95	0.052	-.0001253	.0271328
sizeTA	-.0081245	.0053425	-1.52	0.129	-.018622	.002373
DE	-.0087452	.0126308	-0.69	0.489	-.0335632	.0160729
LevA	.1459987	.1195812	1.22	0.223	-.088965	.3809624
Liq_w	.000944	.003193	0.30	0.768	-.0053298	.0072178
GSALE	.0102198	.0119895	0.85	0.394	-.0133381	.0337778
lnAGE	-.0004019	.0027282	-0.15	0.883	-.0057626	.0049588
year						
2011	-.0248286	.0108541	-2.29	0.023	-.0461557	-.0035014
2012	-.008879	.0079002	-1.12	0.262	-.024402	.006644
2013	-.0316657	.0162932	-1.94	0.053	-.06368	.0003486
2014	.0014744	.0068041	0.22	0.829	-.0118949	.0148437
2015	.0062442	.0070936	0.88	0.379	-.0076938	.0201822
2016	-.0037515	.006634	-0.57	0.572	-.0167866	.0092835
2017	-.0061379	.0068694	-0.89	0.372	-.0196355	.0073596
2018	-.0016666	.0056566	-0.29	0.768	-.0127812	.009448
2019	.0035086	.0053615	0.65	0.513	-.0070262	.0140435
2020	-.0002981	.0052208	-0.06	0.954	-.0105563	.0099601
2021	.0089053	.0047855	1.86	0.063	-.0004976	.0183082
2023	-.0023544	.00594	-0.40	0.692	-.0140258	.009317
2024	.0041472	.005404	0.77	0.443	-.0064711	.0147655
sector_id						
1	-.0427441	.0181787	-2.35	0.019	-.0784633	-.0070249
2	.0070252	.0078554	0.89	0.372	-.0084097	.0224601
4	.0018276	.0077954	0.23	0.815	-.0134895	.0171447
5	.0054112	.0076799	0.70	0.481	-.0096789	.0205013
6	-.0148089	.0071493	-2.07	0.039	-.0288565	-.0007613
7	.0099845	.0080058	1.25	0.213	-.005746	.0257151
8	-.0171451	.0063622	-2.69	0.007	-.0296461	-.004644
_cons	.2201051	.1272598	1.73	0.084	-.0299462	.4701564

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA L.Liq_w) collapsed
    L(2/3).(L2.ROA L.CRA UI_index L2.sizeTA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.Liq_w) collapsed
    DL.(L2.ROA L.CRA UI_index L2.sizeTA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.22  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.99  Pr > z =  0.323
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(14)   =  11.04  Prob > chi2 =  0.683
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(14)   =  10.59  Prob > chi2 =  0.718
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA theo biến giả CRA5

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6376
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 41				Obs per group: min	= 4
F(22, 483)	= 217.67			avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5790404	.0921343	6.28	0.000	.3980067	.760074
CRA5	-.0217495	.0053858	-4.04	0.000	-.0323319	-.0111671
UI_index	.014897	.0065759	2.27	0.024	.0019761	.027818
sizeTA	-.0019243	.0039223	-0.49	0.624	-.0096312	.0057825
DE	.0068915	.0052465	1.31	0.190	-.0034173	.0172002
LevA	-.054737	.0550155	-0.99	0.320	-.1628363	.0533623
Liq_w	.0007679	.0020526	0.37	0.709	-.0032653	.004801
GSALE	-.0042774	.0133951	-0.32	0.750	-.0305973	.0220425
lnAGE	-.0013247	.0020997	-0.63	0.528	-.0054503	.002801
year						
2011	-.0042594	.0083637	-0.51	0.611	-.0206932	.0121744
2012	.000802	.0078901	0.10	0.919	-.0147012	.0163052
2013	-.0256237	.0135428	-1.89	0.059	-.0522337	.0009863
2014	.010928	.006048	1.81	0.071	-.0009555	.0228116
2015	.0138179	.0061466	2.25	0.025	.0017406	.0258952
2016	.0061581	.0066997	0.92	0.358	-.0070061	.0193222
2017	.0032165	.0055348	0.58	0.561	-.0076588	.0140918
2018	.0080714	.0049893	1.62	0.106	-.001732	.0178747
2019	.0044742	.0052653	0.85	0.396	-.0058715	.0148198
2020	.0018894	.0055132	0.34	0.732	-.0089433	.0127222
2021	.0079294	.005168	1.53	0.126	-.0022251	.0180838
2023	-.0066805	.0058713	-1.14	0.256	-.018217	.004856
2024	.0038742	.0049415	0.78	0.433	-.0058352	.0135836
_cons	.1027366	.1030931	1.00	0.319	-.0998298	.305303

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.LevA L.GSALE L.DE L2.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L.ROA UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRA5 Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.LevA L.GSALE L.DE L2.sizeTA) collapsed
    DL.(L.ROA UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.44  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.02  Pr > z =  0.308
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(18)   =  11.60  Prob > chi2 =  0.867
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(18)   =  19.83  Prob > chi2 =  0.342
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROS

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6367
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 40				Obs per group: min	=	4
F(22, 483)	=	25.81		avg	=	13.15
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.2542541	.1538174	1.65	0.099	-.0479798	.5564881
CRA	-1.293631	.6159661	-2.10	0.036	-2.503936	-.0833272
UI_index	.0054493	.0028077	1.94	0.053	-.0000675	.0109662
sizeTA	.0019752	.0081204	0.24	0.808	-.0139803	.0179308
DE	-.0015017	.0038923	-0.39	0.700	-.0091497	.0061462
LevA	.1922627	.1336131	1.44	0.151	-.0702721	.4547975
Liq_w	.0096993	.0066248	1.46	0.144	-.0033176	.0227162
GSALE	-.0279848	.0382964	-0.73	0.465	-.1032329	.0472632
lnAGE	-.0038731	.0074683	-0.52	0.604	-.0185474	.0108012
year						
2011	-.0522291	.0289383	-1.80	0.072	-.1090896	.0046314
2012	-.0344466	.0218354	-1.58	0.115	-.0773507	.0084575
2013	-.0389885	.0234613	-1.66	0.097	-.0850873	.0071102
2014	-.0126213	.0202696	-0.62	0.534	-.0524487	.0272061
2015	-.0152307	.0194765	-0.78	0.435	-.0534999	.0230385
2016	-.0214101	.0194247	-1.10	0.271	-.0595774	.0167573
2017	-.015885	.0210114	-0.76	0.450	-.05717	.0254001
2018	-.0094118	.015957	-0.59	0.556	-.0407656	.021942
2019	.0115301	.0132584	0.87	0.385	-.0145212	.0375814
2020	-.0177474	.0138253	-1.28	0.200	-.0449127	.0094178
2021	.0131516	.0157687	0.83	0.405	-.0178321	.0441353
2022	-.0190972	.0166608	-1.15	0.252	-.0518337	.0136394
2024	-.0004148	.0153748	-0.03	0.978	-.0306247	.029795
_cons	-.0156412	.195679	-0.08	0.936	-.4001284	.368846

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA Liq_w DE) collapsed
    L(2/4).(L2.ROS_w CRA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.sizeTA UI_index lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA Liq_w DE) collapsed
    DL.(L2.ROS_w CRA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.05  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.12  Pr > z =  0.265
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(17)   =  35.91  Prob > chi2 =  0.005
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(17)   =  16.14  Prob > chi2 =  0.514
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROE

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6376
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 50				Obs per group: min	= 4
F(22, 483)	= 204.98			avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.5977395	.0740545	8.07	0.000	.4522306	.7432483
CRA	-.9550189	.4389187	-2.18	0.030	-1.817445	-.0925931
UI_index	.0108371	.0051413	2.11	0.036	.0007349	.0209392
sizeTA	-.0096685	.0087032	-1.11	0.267	-.0267692	.0074322
DE	.0040109	.0146201	0.27	0.784	-.0247159	.0327377
LevA	.0945637	.1778975	0.53	0.595	-.2549849	.4441122
Liq_w	-.003036	.0052454	-0.58	0.563	-.0133427	.0072707
GSALE	-.0025173	.008565	-0.29	0.769	-.0193466	.014312
lnAGE	-.0025488	.0037603	-0.68	0.498	-.0099374	.0048398
year						
2011	-.0362203	.0167098	-2.17	0.031	-.0690533	-.0033874
2012	-.0165286	.0121669	-1.36	0.175	-.0404353	.0073781
2013	-.0125982	.016947	-0.74	0.458	-.0458971	.0207007
2014	.0140061	.0111305	1.26	0.209	-.007864	.0358762
2015	.0122893	.0113096	1.09	0.278	-.0099327	.0345113
2016	.0078647	.0107395	0.73	0.464	-.0132373	.0289666
2017	.008738	.0102726	0.85	0.395	-.0114465	.0289225
2018	.0039467	.0079715	0.50	0.621	-.0117163	.0196097
2019	.0178096	.0090976	1.96	0.051	-.0000663	.0356854
2020	.0023194	.0087627	0.26	0.791	-.0148984	.0195372
2021	.0184889	.0078754	2.35	0.019	.0030146	.0339632
2023	-.0100095	.0086212	-1.16	0.246	-.0269492	.0069302
2024	.0083006	.0084835	0.98	0.328	-.0083686	.0249697
_cons	.3094781	.2215555	1.40	0.163	-.1258536	.7448099

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.sizeTA L.LevA GSALE Liq_w) collapsed
    L(2/5).(L.ROE_w L.CRA L.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.LevA GSALE Liq_w) collapsed
    DL.(L.ROE_w L.CRA L.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.60  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.49  Pr > z =  0.626
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(27)   =  34.71  Prob > chi2 =  0.146
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(27)   =  30.96  Prob > chi2 =  0.273
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kết quả hồi quy SGMM với ROA - chiến lược CRD theo cường độ

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid			Number of obs	=	6376
Time variable : year			Number of groups	=	484
Number of instruments = 38			Obs per group: min	=	4
F(22, 483)	= 180.09		avg	=	13.17
Prob > F	= 0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5799359	.106438	5.45	0.000	.3707973	.7890746
CRD	.0640499	.0568801	1.13	0.261	-.0477131	.1758128
UI_index	.0244439	.0085156	2.87	0.004	.0077117	.0411761
sizeTA	-.0046638	.0030994	-1.50	0.133	-.0107538	.0014262
DE	-.0001928	.0065327	-0.03	0.976	-.0130289	.0126433
LevA	.0032094	.0587842	0.05	0.956	-.1122949	.1187138
Liq_w	.0017269	.0020839	0.83	0.408	-.0023678	.0058215
GSALE	.0088283	.0120394	0.73	0.464	-.0148277	.0324843
lnAGE	.0000324	.002071	0.02	0.988	-.0040369	.0041018
year						
2011	.0007413	.0076726	0.10	0.923	-.0143346	.0158171
2012	.0023421	.0074042	0.32	0.752	-.0122063	.0168905
2013	-.0400201	.0158655	-2.52	0.012	-.0711939	-.0088463
2014	.0150536	.005471	2.75	0.006	.0043036	.0258035
2015	.0169317	.0057725	2.93	0.004	.0055894	.0282739
2016	.004988	.00597	0.84	0.404	-.0067423	.0167183
2017	.0043094	.0051446	0.84	0.403	-.0057992	.0144181
2018	.0097407	.0045049	2.16	0.031	.0008891	.0185923
2019	.0070169	.0050628	1.39	0.166	-.0029311	.0169648
2020	.0064706	.0055804	1.16	0.247	-.0044941	.0174354
2021	.0132518	.0049754	2.66	0.008	.0034757	.023028
2023	-.0033403	.005891	-0.57	0.571	-.0149154	.0082348
2024	.0092073	.0059242	1.55	0.121	-.0024331	.0208477
_cons	.1463129	.083475	1.75	0.080	-.017706	.3103318

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.LevA L.CRD L2.GSALE L2.sizeTA) collapsed
    L(2/3).(L.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.LevA L.CRD L2.GSALE L2.sizeTA) collapsed
    DL.(L.ROA L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.49  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.44  Pr > z =  0.149
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(15)   =  11.76  Prob > chi2 =  0.697
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(15)   =  11.15  Prob > chi2 =  0.742
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA - chiến lược CRD có biến giả ngành

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 42                      Obs per group: min =         4
F(29, 483)    =    190.21                                      avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .5564921    .104554     5.32   0.000     .3510553    .7619289
             |
         CRD |    .0439968   .1124503     0.39   0.696    -.1769554    .2649491
    UI_index |    .0118522   .0061599     1.92   0.055    -.0002513    .0239557
      sizeTA |   -.0004284   .0042181    -0.10   0.919    -.0087164    .0078596
          DE |   -.0083676   .0064897    -1.29   0.198    -.0211191    .0043839
        LevA |    .0285993   .0598144     0.48   0.633    -.0889293    .1461279
       Liq_w |    .0029322   .0058298     0.50   0.615    -.0085228    .0143872
       GSALE |    .0091369   .0138937     0.66   0.511    -.0181627    .0364365
       lnAGE |   -.0036554   .0021259    -1.72   0.086    -.0078326    .0005218
             |
        year |
        2011 |    -.003456   .0086788    -0.40   0.691    -.0205088    .0135968
        2012 |    -.000363   .0089209    -0.04   0.968    -.0178917    .0171657
        2013 |   -.0207054   .0145975    -1.42   0.157    -.0493879     .007977
        2014 |    .0087712   .0060722     1.44   0.149      -.00316    .0207023
        2015 |    .0146933   .0066258     2.22   0.027     .0016744    .0277123
        2016 |    .0043246   .0064548     0.67   0.503    -.0083584    .0170077
        2017 |    .0019872   .0049897     0.40   0.691    -.0078171    .0117915
        2018 |    .0082579   .0049852     1.66   0.098    -.0015375    .0180533
        2019 |    .0022693    .005558     0.41   0.683    -.0086516    .0131902
        2020 |    .0013118   .0057702     0.23   0.820     -.010026    .0126496
        2021 |     .009303   .0048093     1.93   0.054    -.0001467    .0187527
        2023 |   -.0075437   .0058677    -1.29   0.199    -.0190731    .0039858
        2024 |    .0022921   .0056362     0.41   0.684    -.0087824    .0133666
             |
   sector_id |
           1 |   -.0449999   .0125444    -3.59   0.000    -.0696482   -.0203517
           2 |    .0013781   .0060053     0.23   0.819    -.0104216    .0131779
           4 |    .0013987   .0068529     0.20   0.838    -.0120665    .0148639
           5 |   -.0067578   .0051362    -1.32   0.189    -.0168498    .0033343
           6 |    -.015371   .0055221    -2.78   0.006    -.0262213   -.0045207
           7 |    .0065993   .0067756     0.97   0.331     -.006714    .0199125
           8 |   -.0088883     .00572    -1.55   0.121    -.0201274    .0023509
             |
       _cons |    .0480314   .1188868     0.40   0.686    -.1855678    .2816307
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(LevA L2.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L.ROA UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L2.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L.ROA UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.53  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.19  Pr > z =  0.234
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(12)   =   9.29  Prob > chi2 =  0.678
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(12)   =  12.12  Prob > chi2 =  0.436
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA và biến giả CRD5

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6376
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 45				Obs per group: min	= 4
F(22, 483)	= 156.66			avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.6369057	.0988234	6.44	0.000	.4427289	.8310825
CRD5	.0072328	.0039438	1.83	0.067	-.0005164	.014982
UI_index	.0150355	.0071054	2.12	0.035	.0010742	.0289969
sizeTA	-.0070449	.0046825	-1.50	0.133	-.0162455	.0021556
DE	-.0057093	.0081643	-0.70	0.485	-.0217512	.0103327
LevA	.054736	.0722107	0.76	0.449	-.08715	.196622
Liq_w	.0026532	.002419	1.10	0.273	-.0020998	.0074062
GSALE	.0140841	.0113279	1.24	0.214	-.008174	.0363423
lnAGE	-.0017312	.0023563	-0.73	0.463	-.0063611	.0028987
year						
2011	-.0102588	.0087673	-1.17	0.243	-.0274855	.0069679
2012	-.0058431	.0083658	-0.70	0.485	-.022281	.0105949
2013	-.0288167	.0152861	-1.89	0.060	-.0588521	.0012187
2014	.0092011	.0064051	1.44	0.151	-.0033841	.0217863
2015	.0091905	.0064465	1.43	0.155	-.0034761	.0218571
2016	.0024813	.0072194	0.34	0.731	-.0117039	.0166665
2017	.0012208	.0059402	0.21	0.837	-.0104511	.0128927
2018	.0032612	.0051134	0.64	0.524	-.006786	.0133085
2019	.0024106	.0053889	0.45	0.655	-.008178	.0129992
2020	.0022088	.0053604	0.41	0.680	-.0083237	.0127413
2021	.0089554	.0049939	1.79	0.074	-.0008571	.0187678
2023	-.0047485	.0054576	-0.87	0.385	-.0154721	.0059752
2024	.0050491	.0047545	1.06	0.289	-.004293	.0143911
_cons	.1963279	.1238127	1.59	0.113	-.0469501	.4396059

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.LevA L2.GSALE L.sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRD5 Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.LevA L2.GSALE L.sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.98  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.48  Pr > z =  0.139
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(22)   =  23.89  Prob > chi2 =  0.353
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(22)   =  29.75  Prob > chi2 =  0.125
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROS (kênh CRD)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6001
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 36				Obs per group: min	= 4
F(21, 483)	= 167.75			avg	= 12.40
Prob > F	= 0.000			max	= 13

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.5010369	.3827663	1.31	0.191	-.251056	1.25313
CRD	.4184801	.1911497	2.19	0.029	.0428924	.7940678
UI_index	.0175884	.0109102	1.61	0.108	-.0038488	.0390257
sizeTA	.0136637	.0108994	1.25	0.211	-.0077525	.0350798
DE	-.0022697	.0103154	-0.22	0.826	-.0225382	.0179988
LevA	-.0710371	.12816	-0.55	0.580	-.3228571	.1807828
Liq_w	.011099	.0138084	0.80	0.422	-.016033	.038231
GSALE	.0341068	.0560654	0.61	0.543	-.0760553	.144269
lnAGE	-.0015505	.0065893	-0.24	0.814	-.0144977	.0113968
year						
2011	0	(omitted)				
2012	-.0052603	.020425	-0.26	0.797	-.0453931	.0348725
2013	-.030819	.0235648	-1.31	0.192	-.0771211	.0154832
2014	.0146435	.015951	0.92	0.359	-.0166984	.0459854
2015	.0200626	.0160383	1.25	0.212	-.0114509	.0515761
2016	.000362	.0183082	0.02	0.984	-.0356116	.0363355
2017	.0048602	.0195826	0.25	0.804	-.0336174	.0433379
2018	.0131507	.0205059	0.64	0.522	-.0271411	.0534426
2019	.0098891	.0178882	0.55	0.581	-.0252592	.0450374
2020	-.0008236	.0174444	-0.05	0.962	-.0351	.0334528
2021	.0144767	.0202812	0.71	0.476	-.0253736	.0543271
2022	-.0260702	.0272042	-0.96	0.338	-.0795234	.0273829
2024	.0003891	.0189162	0.02	0.984	-.0367791	.0375572
_cons	-.3260332	.2959347	-1.10	0.271	-.9075116	.2554452

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.CRD L2.GSALE) collapsed
    L(2/3).(L.ROS_w L2.LevA L2.Liq_w) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.UI_index L.sizeTA L.DE L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year
    2014.year 2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year
    2021.year 2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.CRD L2.GSALE) collapsed
    DL.(L.ROS_w L2.LevA L2.Liq_w) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.31  Pr > z =  0.021
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.20  Pr > z =  0.231
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(13)   =  32.89  Prob > chi2 =  0.002
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(13)   =  16.70  Prob > chi2 =  0.213
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROE (kênh CRD)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 38				Obs per group: min	=	4
F(22, 483)	=	165.54		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.4090538	.0534409	7.65	0.000	.3040485	.5140591
CRD	.0561862	.1084217	0.52	0.605	-.1568503	.2692227
UI_index	.01624	.0077478	2.10	0.037	.0010163	.0314636
sizeTA	-.0056834	.0036177	-1.57	0.117	-.0127917	.0014249
DE	-.0048106	.0030897	-1.56	0.120	-.0108815	.0012602
LevA	.1232847	.0595319	2.07	0.039	.0063112	.2402582
Liq_w	.0013899	.0029647	0.47	0.639	-.0044354	.0072151
GSALE	.0148177	.0148425	1.00	0.319	-.0143462	.0439816
lnAGE	-.0063168	.0036132	-1.75	0.081	-.0134163	.0007827
year						
2011	.0038577	.0118437	0.33	0.745	-.0194139	.0271293
2012	-.0058032	.0102099	-0.57	0.570	-.0258645	.0142581
2013	-.0219629	.0173924	-1.26	0.207	-.0561369	.0122112
2014	.0266545	.0083642	3.19	0.002	.0102198	.0430892
2015	.0239356	.008212	2.91	0.004	.0078	.0400712
2016	.022738	.0085232	2.67	0.008	.0059909	.0394851
2017	.020811	.0071363	2.92	0.004	.0067889	.0348331
2018	.0184142	.0070754	2.60	0.010	.004512	.0323165
2019	.014661	.0068318	2.15	0.032	.0012372	.0280848
2020	.0093501	.0073268	1.28	0.203	-.0050462	.0237464
2021	.0234481	.0067681	3.46	0.001	.0101495	.0367467
2023	-.012823	.007626	-1.68	0.093	-.0278074	.0021613
2024	.008649	.0065819	1.31	0.189	-.0042838	.0215818
_cons	.1816468	.1120117	1.62	0.106	-.0384437	.4017372

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.GSALE L.Liq_w) collapsed
    L(2/3).(L.ROE_w UI_index L.sizeTA L.LevA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.DE L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.GSALE L.Liq_w) collapsed
    DL.(L.ROE_w UI_index L.sizeTA L.LevA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -7.42  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.96  Pr > z =  0.336
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(15)   =  10.53  Prob > chi2 =  0.785
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(15)   =  11.12  Prob > chi2 =  0.744
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kết quả hồi quy SGMM với ROA - chiến lược CRC theo cường độ

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6376
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 37				Obs per group: min	= 4
F(22, 483)	= 118.19			avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4366071	.0864317	5.05	0.000	.2667784	.6064357
CRC	2.532158	.6609451	3.83	0.000	1.233475	3.830841
UI_index	.011248	.0056622	1.99	0.048	.0001225	.0223736
sizeTA	.0073474	.0045472	1.62	0.107	-.0015874	.0162822
DE	.0010978	.0037204	0.30	0.768	-.0062125	.008408
LevA	-.0645046	.0669411	-0.96	0.336	-.1960364	.0670273
Liq_w	.0007309	.0023776	0.31	0.759	-.0039407	.0054025
GSALE	-.000703	.0110222	-0.06	0.949	-.0223603	.0209543
lnAGE	-.0064308	.0026831	-2.40	0.017	-.0117027	-.0011589
year						
2011	.009028	.0090111	1.00	0.317	-.0086779	.0267338
2012	-.0006466	.0076499	-0.08	0.933	-.0156779	.0143846
2013	-.0182593	.0127288	-1.43	0.152	-.0432699	.0067513
2014	.0096778	.0062568	1.55	0.123	-.0026162	.0219718
2015	.0101259	.0066093	1.53	0.126	-.0028608	.0231125
2016	.0040894	.0060601	0.67	0.500	-.0078179	.0159968
2017	-.0024297	.0061101	-0.40	0.691	-.0144354	.0095761
2018	.0018538	.0056985	0.33	0.745	-.009343	.0130507
2019	.0007139	.0047081	0.15	0.880	-.008537	.0099647
2020	-.0094734	.0058166	-1.63	0.104	-.0209024	.0019556
2021	-.0022166	.0058892	-0.38	0.707	-.0137882	.0093551
2023	-.0241028	.0066093	-3.65	0.000	-.0370892	-.0111163
2024	-.0011623	.0047175	-0.25	0.805	-.0104317	.0081071
_cons	-.1345413	.1131735	-1.19	0.235	-.3569144	.0878318

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/3).(L.sizeTA L.DE L.GSALE LevA) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.DE L.GSALE LevA) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.78  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.67  Pr > z =  0.505
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(14)   =  13.53  Prob > chi2 =  0.485
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(14)   =   9.57  Prob > chi2 =  0.793
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA-CRC và biến giả ngành

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 44                      Obs per group: min =         4
F(29, 483)    =     90.58                                        avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |      Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
          L1.|      .3691873   .0868081     4.25   0.000     .1986192    .5397554
             |
         CRC |      2.358236   .6126103     3.85   0.000     1.154525    3.561946
    UI_index |       .009161   .0045084     2.03   0.043     .0003026    .0180195
      sizeTA |      .0146885   .0047277     3.11   0.002     .0053991    .0239779
          DE |      .0017168   .0028023     0.61   0.540    -.0037893    .0072229
        LevA |     -.0974873   .0596701    -1.63   0.103    -.2147324    .0197578
        Liq_w |      .0005305   .0022048     0.24   0.810    -.0038017    .0048627
       GSALE |     -.0018346   .0097683    -0.19   0.851    -.0210282     .017359
       lnAGE |     -.0079681   .0029118    -2.74   0.006    -.0136894   -.0022468
             |
        year |
        2011 |      .0150275   .0088065     1.71   0.089    -.0022764    .0323313
        2012 |      .0039513   .0073994     0.53   0.594    -.0105876    .0184902
        2013 |     -.0112747   .0103533    -1.09   0.277    -.0316178    .0090685
        2014 |      .0123563    .006054     2.04   0.042     .0004608    .0242518
        2015 |      .0131462    .006123     2.15   0.032     .0011153    .0251772
        2016 |      .0069737   .0056959     1.22   0.221    -.0042181    .0181656
        2017 |      .0008893   .0055342     0.16   0.872    -.0099847    .0117634
        2018 |      .0032213   .0055305     0.58   0.561    -.0076455    .0140882
        2019 |      .0022284   .0046062     0.48   0.629    -.0068223    .0112791
        2020 |     -.0088182   .0057228    -1.54   0.124    -.0200629    .0024266
        2021 |      -.000987   .0056579    -0.17   0.862    -.0121042    .0101302
        2023 |     -.0242976   .0063584    -3.82   0.000    -.0367911   -.0118041
        2024 |     -.0033018    .004751    -0.69   0.487    -.0126371    .0060334
             |
   sector_id |
           1 |     -.0612961   .0144307    -4.25   0.000    -.0896508   -.0329414
           2 |     -.0011345   .0079333    -0.14   0.886    -.0167225    .0144535
           4 |     -.0002277    .009603    -0.02   0.981    -.0190964    .0186411
           5 |     -.0132074    .007252    -1.82   0.069    -.0274567    .0010419
           6 |     -.0275267   .0089795    -3.07   0.002    -.0451705    -.009883
           7 |     -.0077258   .0095774    -0.81   0.420    -.0265443    .0110927
           8 |     -.0151099   .0067763    -2.23   0.026    -.0284247   -.0017952
             |
       _cons |     -.2982823   .1192256    -2.50   0.013    -.5325471   -.0640174
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/3).(L.sizeTA L.DE L.GSALE LevA) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.DE L.GSALE LevA) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.99  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.85  Pr > z =  0.395
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(14)   =  13.90  Prob > chi2 =  0.457
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(14)   =  10.23  Prob > chi2 =  0.745
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA và biến giả CRC5

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 43                      Obs per group: min =         4
F(22, 483)    =    141.55                                      avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .5203545   .0969901     5.37   0.000     .3297799    .7109292
             |
        CRC5 |    .0159518   .0092641     1.72   0.086    -.0022511    .0341547
    UI_index |    .0098129   .0055791     1.76   0.079    -.0011494    .0207753
      sizeTA |   -.0021742   .0044311    -0.49   0.624    -.0108808    .0065325
          DE |    -.004273   .0053508    -0.80   0.425    -.0147867    .0062406
        LevA |    .0225421   .0538053     0.42   0.675    -.0831792    .1282634
       Liq_w |    .0025549   .0020329     1.26   0.209    -.0014395    .0065493
       GSALE |    .0143019    .011053     1.29   0.196    -.0074161    .0360199
       lnAGE |   -.0016641   .0024859    -0.67   0.504    -.0065487    .0032205
             |
        year |
        2011 |   -.0009202    .009441    -0.10   0.922    -.0194706    .0176302
        2012 |    .0010899   .0084126     0.13   0.897    -.0154399    .0176198
        2013 |   -.0137132   .0140366    -0.98   0.329    -.0412935    .0138671
        2014 |    .0127119    .006302     2.02   0.044     .0003291    .0250948
        2015 |    .0145057    .006354     2.28   0.023     .0020207    .0269906
        2016 |    .0096522   .0067998     1.42   0.156    -.0037088    .0230131
        2017 |    .0069056   .0058764     1.18   0.241    -.0046408     .018452
        2018 |    .0076655   .0048502     1.58   0.115    -.0018645    .0171956
        2019 |    .0067341   .0050168     1.34   0.180    -.0031233    .0165916
        2020 |    .0049221     .00505     0.97   0.330    -.0050006    .0148448
        2021 |    .0107415    .004355     2.47   0.014     .0021845    .0192986
        2023 |   -.0032556   .0048783    -0.67   0.505    -.0128409    .0063296
        2024 |    .0052389   .0041847     1.25   0.211    -.0029835    .0134612
             |
       _cons |    .0805372   .1168841     0.69   0.491     -.149127    .3102014
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L2.DE L.LevA L.sizeTA L2.GSALE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC5 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.DE L.LevA L.sizeTA L2.GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.70  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.17  Pr > z =  0.240
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(20)   =  13.87  Prob > chi2 =  0.837
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(20)   =  14.03  Prob > chi2 =  0.829
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROS (kênh CRC)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6367
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 40				Obs per group: min	= 4
F(22, 483)	= 35.32			avg	= 13.15
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.2275454	.1885249	1.21	0.228	-.1428848	.5979756
CRC	5.282403	2.247815	2.35	0.019	.8656995	9.699107
UI_index	.0067599	.0099462	0.68	0.497	-.0127832	.0263031
sizeTA	.0430516	.0168786	2.55	0.011	.0098871	.0762161
DE	-.0091101	.0078713	-1.16	0.248	-.0245764	.0063562
LevA	.0707409	.1595686	0.44	0.658	-.2427934	.3842753
Liq_w	.0278732	.008053	3.46	0.001	.01205	.0436964
GSALE	-.0491045	.0346941	-1.42	0.158	-.1172744	.0190655
lnAGE	-.0183155	.00816	-2.24	0.025	-.0343491	-.002282
year						
2011	.0712241	.0336664	2.12	0.035	.0050734	.1373748
2012	.0374175	.0231691	1.61	0.107	-.0081072	.0829421
2013	.030827	.0264019	1.17	0.244	-.0210498	.0827038
2014	.0653945	.0212349	3.08	0.002	.0236703	.1071187
2015	.0534356	.0183793	2.91	0.004	.0173222	.0895489
2016	.0476154	.0172589	2.76	0.006	.0137035	.0815273
2017	.0517363	.0182037	2.84	0.005	.0159681	.0875046
2018	.0507726	.0165416	3.07	0.002	.0182702	.0832751
2019	.0596535	.0175346	3.40	0.001	.0251999	.0941071
2020	.0214935	.0136686	1.57	0.116	-.0053637	.0483508
2021	.0510172	.0158395	3.22	0.001	.0198944	.08214
2022	.0407463	.0214863	1.90	0.059	-.0014719	.0829646
2024	.0415926	.0199612	2.08	0.038	.0023711	.0808141
_cons	-1.216608	.4420986	-2.75	0.006	-2.085283	-.3479344

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.sizeTA L2.DE LevA) collapsed
    L(2/3).(L.ROS_w L2.UI_index CRC) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L2.DE LevA) collapsed
    DL.(L.ROS_w L2.UI_index CRC) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.96  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.34  Pr > z =  0.734
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(17)   =  14.72  Prob > chi2 =  0.616
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(17)   =  10.29  Prob > chi2 =  0.891
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROE (kênh CRC)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 41				Obs per group: min	=	4
F(22, 483)	=	159.62		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.4967544	.0745096	6.67	0.000	.3503514	.6431574
CRC	1.856413	.8752429	2.12	0.034	.1366591	3.576167
UI_index	.0291645	.0117887	2.47	0.014	.0060011	.052328
sizeTA	.0023385	.0055132	0.42	0.672	-.0084944	.0131714
DE	-.0118232	.0051923	-2.28	0.023	-.0220254	-.001621
LevA	.1797431	.0656815	2.74	0.006	.0506863	.3087999
Liq_w	.0063515	.0032146	1.98	0.049	.0000352	.0126678
GSALE	.0156458	.013282	1.18	0.239	-.0104518	.0417435
lnAGE	-.0068393	.0041405	-1.65	0.099	-.014975	.0012963
year						
2011	.0063989	.0127127	0.50	0.615	-.0185801	.0313778
2012	-.004079	.0113537	-0.36	0.720	-.0263877	.0182297
2013	-.044756	.0242787	-1.84	0.066	-.0924609	.002949
2014	.0294883	.0099171	2.97	0.003	.0100022	.0489744
2015	.0192895	.0097062	1.99	0.047	.000218	.038361
2016	.0191889	.0093974	2.04	0.042	.0007242	.0376537
2017	.0100293	.0085116	1.18	0.239	-.0066951	.0267537
2018	.0112579	.0088635	1.27	0.205	-.0061579	.0286737
2019	.0125728	.0078134	1.61	0.108	-.0027796	.0279252
2020	.0025619	.0089499	0.29	0.775	-.0150237	.0201476
2021	.0156736	.008283	1.89	0.059	-.0006015	.0319488
2023	-.0253481	.0092111	-2.75	0.006	-.0434469	-.0072493
2024	.0090452	.0086904	1.04	0.298	-.0080304	.0261209
_cons	-.0827365	.1627469	-0.51	0.611	-.4025158	.2370429

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L2.sizeTA L.DE L.GSALE L.LevA) collapsed
    L(2/3).(L.ROE_w CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.sizeTA L.DE L.GSALE L.LevA) collapsed
    DL.(L.ROE_w CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -6.20  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -1.34  Pr > z =  0.181
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(18)   =  17.85  Prob > chi2 =  0.465
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(18)   =  12.39  Prob > chi2 =  0.827
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kết quả hồi quy SGMM với ROA - kết hợp 3 chiến lược (mô hình I)

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 52                      Obs per group: min =         4
F(24, 483)    =    113.53                                      avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .5929676    .082845     7.16   0.000     .4301866    .7557487
             |
         CRA |   -.5331918   .2193835    -2.43   0.015    -.9642558   -.1021278
         CRD |    .2993692   .1282236     2.33   0.020     .0474243    .5513142
         CRC |    1.189603   .5968101     1.99   0.047     .0169384    2.362268
    UI_index |    .0105924     .00542     1.95   0.051    -.0000574    .0212422
      sizeTA |   -.0048431   .0043047    -1.13   0.261    -.0133014    .0036153
          DE |   -.0048058   .0051827    -0.93   0.354    -.0149893    .0053776
        LevA |    .0404978   .0609421     0.66   0.507    -.0792465    .1602421
       Liq_w |    .0021087   .0023668     0.89   0.373    -.0025419    .0067592
       GSALE |   -.0032438   .0118821    -0.27   0.785    -.0265909    .0201032
       lnAGE |    -.000768   .0025774    -0.30   0.766    -.0058322    .0042963
             |
        year |
        2011 |   -.0107167   .0094106    -1.14   0.255    -.0292074     .007774
        2012 |   -.0066465   .0079401    -0.84   0.403    -.0222478    .0089548
        2013 |   -.0234458   .0133072    -1.76   0.079     -.049593    .0027015
        2014 |    .0015258   .0066167     0.23   0.818    -.0114753     .014527
        2015 |    .0025945   .0069131     0.38   0.708    -.0109888    .0161779
        2016 |   -.0020435   .0066789    -0.31   0.760    -.0151668    .0110799
        2017 |    -.007113   .0063818    -1.11   0.266    -.0196526    .0054266
        2018 |   -.0003594   .0054453    -0.07   0.947    -.0110587    .0103399
        2019 |   -.0003659   .0052705    -0.07   0.945    -.0107219    .0099901
        2020 |   -.0059242   .0059076    -1.00   0.316    -.0175319    .0056836
        2021 |    .0017444   .0055872     0.31   0.755    -.0092338    .0127226
        2023 |   -.0148147    .006484    -2.28   0.023    -.0275551   -.0020743
        2024 |    -.000024   .0043062    -0.01   0.996    -.0084852    .0084371
             |
       _cons |    .1505977    .119335     1.26   0.208    -.0838821    .3850775
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L2.CRD L.GSALE L2.DE L.LevA) collapsed
    L(2/4).(L.ROA CRC CRA L.sizeTA UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.CRD L.GSALE L2.DE L.LevA) collapsed
    DL.(L.ROA CRC CRA L.sizeTA UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.45  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.15  Pr > z =  0.250
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(27)   =  33.42  Prob > chi2 =  0.183
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(27)   =  24.56  Prob > chi2 =  0.599
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA - tổng hợp có biến giả ngành

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 59				Obs per group: min	=	4
F(31, 483)	=	109.03		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5561137	.0851205	6.53	0.000	.3888615	.7233659
CRA	-.5036118	.2263839	-2.22	0.027	-.9484308	-.0587928
CRD	.2946687	.1194874	2.47	0.014	.0598894	.529448
CRC	1.097322	.5392167	2.04	0.042	.037822	2.156822
UI_index	.0080918	.0046928	1.72	0.085	-.001129	.0173126
sizeTA	.0002183	.0045186	0.05	0.961	-.0086602	.0090969
DE	-.0051089	.0059758	-0.85	0.393	-.0168506	.0066328
LevA	.0339859	.0620268	0.55	0.584	-.0878899	.1558617
Liq_w	.0027032	.0023359	1.16	0.248	-.0018866	.0072931
GSALE	.0005376	.0095823	0.06	0.955	-.0182906	.0193658
lnAGE	-.0023875	.0025017	-0.95	0.340	-.007303	.002528
year						
2011	-.0068232	.0091118	-0.75	0.454	-.0247268	.0110804
2012	-.0040773	.0079114	-0.52	0.607	-.0196223	.0114676
2013	-.0161741	.0118602	-1.36	0.173	-.0394781	.0071299
2014	.0036944	.0064723	0.57	0.568	-.0090229	.0164117
2015	.0047395	.0067031	0.71	0.480	-.0084314	.0179104
2016	.0000112	.0062944	0.00	0.999	-.0123565	.012379
2017	-.0045025	.0060916	-0.74	0.460	-.0164718	.0074669
2018	.0008355	.0052901	0.16	0.875	-.009559	.0112299
2019	.0007319	.0052011	0.14	0.888	-.0094876	.0109515
2020	-.004885	.0055283	-0.88	0.377	-.0157475	.0059775
2021	.0024179	.0052311	0.46	0.644	-.0078607	.0126965
2023	-.0143812	.0060067	-2.39	0.017	-.0261837	-.0025788
2024	-.0008003	.0040872	-0.20	0.845	-.0088311	.0072306
sector_id						
1	-.0387777	.0130578	-2.97	0.003	-.0644347	-.0131207
2	8.45e-06	.0073063	0.00	0.999	-.0143476	.0143645
4	-.0013416	.0079967	-0.17	0.867	-.0170543	.014371
5	-.0029482	.0065338	-0.45	0.652	-.0157865	.00989
6	-.0190924	.0075809	-2.52	0.012	-.0339881	-.0041967
7	.0020132	.0086875	0.23	0.817	-.0150567	.019083
8	-.0126948	.0060943	-2.08	0.038	-.0246694	-.0007202
_cons	.0269258	.1214023	0.22	0.825	-.211616	.2654676

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L2.CRD L.GSALE L2.DE L.LevA) collapsed
    L(2/4).(L.ROA CRC CRA L.sizeTA UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.CRD L.GSALE L2.DE L.LevA) collapsed
    DL.(L.ROA CRC CRA L.sizeTA UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.44  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.02  Pr > z =  0.307
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(27)   =  35.20  Prob > chi2 =  0.134
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(27)   =  25.52  Prob > chi2 =  0.545
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROA - kênh tổng hợp với biến giả ngưỡng giảm 5%

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 40		Obs per group: min	= 4
F(24, 483)	= 124.56	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5667248	.0907311	6.25	0.000	.3884483	.7450013
CRA5	-.1207755	.0443597	-2.72	0.007	-.2079373	-.0336136
CRD5	.0794136	.0290016	2.74	0.006	.0224287	.1363985
CRC5	.0179799	.0098602	1.82	0.069	-.0013942	.0373541
UI_index	.0118493	.0064104	1.85	0.065	-.0007463	.024445
sizeTA	.0003767	.0082965	0.05	0.964	-.015925	.0166785
DE	.0158413	.0051355	3.08	0.002	.0057507	.0259319
LevA	-.2668847	.0983003	-2.71	0.007	-.4600337	-.0737357
Liq_w	-.0079697	.0036839	-2.16	0.031	-.0152081	-.0007313
GSALE	-.0149527	.0126277	-1.18	0.237	-.0397647	.0098592
lnAGE	-.0018656	.0023995	-0.78	0.437	-.0065803	.0028491
year						
2011	.0021762	.0115765	0.19	0.851	-.0205704	.0249228
2012	.0050812	.0109411	0.46	0.643	-.0164168	.0265791
2013	-.0181378	.0172094	-1.05	0.292	-.0519524	.0156767
2014	.0097421	.0074414	1.31	0.191	-.0048794	.0243637
2015	.0166869	.0074182	2.25	0.025	.002111	.0312627
2016	.0056422	.007362	0.77	0.444	-.0088233	.0201077
2017	.0056371	.0066947	0.84	0.400	-.0075172	.0187914
2018	.0092884	.0056326	1.65	0.100	-.001779	.0203558
2019	.006248	.0053187	1.17	0.241	-.0042026	.0166986
2020	.0027396	.0052347	0.52	0.601	-.0075459	.0130251
2021	.007664	.0049128	1.56	0.119	-.001989	.017317
2023	-.0063203	.0053593	-1.18	0.239	-.0168507	.0042101
2024	.005423	.0050625	1.07	0.285	-.0045243	.0153702
_cons	.150119	.2037463	0.74	0.462	-.2502196	.5504575

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(GSALE L.DE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA sizeTA UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC5 CRD5 Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(GSALE L.DE) collapsed
    DL.(L.ROA sizeTA UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.98  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.44  Pr > z =  0.657
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(15)   =   9.20  Prob > chi2 =  0.867
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(15)   =   9.95  Prob > chi2 =  0.823
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROS (kênh tổng hợp)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6367
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 43				Obs per group: min	= 4
F(24, 483)	= 32.28			avg	= 13.15
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.4298374	.19892	2.16	0.031	.038982	.8206929
CRA	-4.625097	1.522375	-3.04	0.003	-7.616392	-1.633802
CRD	2.576254	1.075621	2.40	0.017	.4627797	4.689729
CRC	.865285	.4917824	1.76	0.079	-.1010121	1.831582
UI_index	.0084129	.0034836	2.41	0.016	.0015679	.0152579
sizeTA	-.0170212	.015751	-1.08	0.280	-.0479701	.0139278
DE	-.0144083	.0117222	-1.23	0.220	-.0374411	.0086244
LevA	.6487345	.4578121	1.42	0.157	-.2508149	1.548284
Liq_w	.0305619	.0175309	1.74	0.082	-.0038843	.0650081
GSALE	-.093576	.0352267	-2.66	0.008	-.1627926	-.0243595
lnAGE	.0072546	.0110738	0.66	0.513	-.0145042	.0290135
year						
2011	-.0811399	.0358818	-2.26	0.024	-.1516436	-.0106362
2012	-.0404375	.0249168	-1.62	0.105	-.0893961	.0085212
2013	-.0547252	.0257792	-2.12	0.034	-.1053784	-.004072
2014	-.0317826	.0257766	-1.23	0.218	-.0824306	.0188655
2015	-.0412318	.0240975	-1.71	0.088	-.0885806	.0061171
2016	-.0444899	.0233943	-1.90	0.058	-.090457	.0014773
2017	-.0273275	.0251384	-1.09	0.278	-.0767216	.0220666
2018	-.0127413	.0178459	-0.71	0.476	-.0478065	.0223238
2019	.0094864	.0141424	0.67	0.503	-.0183018	.0372747
2020	-.0326674	.0169987	-1.92	0.055	-.066068	.0007331
2021	.0091634	.0199469	0.46	0.646	-.0300301	.0483568
2022	-.0144853	.0191684	-0.76	0.450	-.0521491	.0231786
2024	-.0028238	.0158883	-0.18	0.859	-.0340425	.0283949
_cons	.2426422	.2154694	1.13	0.261	-.180731	.6660154

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L2.GSALE L2.Liq_w) collapsed
    L(2/4).(L2.ROS_w L2.CRD L.CRA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC DE L.sizeTA UI_index lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year
    2014.year 2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year
    2021.year 2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.GSALE L2.Liq_w) collapsed
    DL.(L2.ROS_w L2.CRD L.CRA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.27  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.36  Pr > z =  0.719
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(18)   =  39.62  Prob > chi2 =  0.002
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(18)   =  18.49  Prob > chi2 =  0.424
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness test kết quả hồi quy SGMM với ROE (kênh tổng hợp)

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 43                      Obs per group: min =         4
F(24, 483)    =    115.04                                      avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
       ROE_w |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       ROE_w |
         L1. |   .3462988   .0745643     4.64   0.000     .1997885    .4928092
             |
         CRA |  -2.399037   1.003983    -2.39   0.017     -4.37175   -.4263239
         CRD |   2.000159   .7198298     2.78   0.006     .5857746    3.414544
         CRC |   2.343331   1.000314     2.34   0.020     .3778258    4.308835
    UI_index |   .0257517   .0122645     2.10   0.036     .0016534       .04985
      sizeTA |  -.0083364   .0129378    -0.64   0.520    -.0337578    .0170849
          DE |  -.0179867    .017208    -1.05   0.296    -.0517985    .0158252
        LevA |   .2853164   .2161889     1.32   0.188    -.1394705    .7101033
        Liq_w |    .008778   .0064594     1.36   0.175    -.0039141       .02147
       GSALE |   .0455275   .0263281     1.73   0.084    -.0062042    .0972592
       lnAGE |   .0024479   .0064275     0.38   0.703    -.0101814    .0150772
             |
        year |
        2011 |   .0147836   .0188473     0.78   0.433    -.0222492    .0518164
        2012 |   .0190332   .0144664     1.32   0.189    -.0093918    .0474581
        2013 |  -.0381293   .0312036    -1.22   0.222    -.0994409    .0231823
        2014 |   .0263223   .0128744     2.04   0.041     .0010256     .051619
        2015 |   .0180181   .0134189     1.34   0.180    -.0083484    .0443847
        2016 |   .0289122   .0129315     2.24   0.026     .0035032    .0543212
        2017 |   .0158345   .0122109     1.30   0.195    -.0081585    .0398276
        2018 |   .0275497   .0115265     2.39   0.017     .0049014    .0501979
        2019 |   .0338429   .0102483     3.30   0.001     .0137061    .0539798
        2020 |   .0177222    .010293     1.72   0.086    -.0025023    .0379468
        2021 |    .015165   .0079378     1.91   0.057     -.000432     .030762
        2023 |  -.0012148   .0121169    -0.10   0.920    -.0250232    .0225935
        2024 |   .0184509   .0083862     2.20   0.028      .001973    .0349289
             |
       _cons |    .155415   .3087535     0.50   0.615    -.4512509    .7620809
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.sizeTA L.LevA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROE_w UI_index CRA CRC) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.LevA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROE_w UI_index CRA CRC) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.47  Pr > z =  0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -1.25  Pr > z =  0.212
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(18)   =   9.41  Prob > chi2 =  0.949
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(18)   =  12.99  Prob > chi2 =  0.792
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kết quả hồi qui giữa trạng thái bất định ngành cao &thấp Kênh CRA - UI_low

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 3251
Time variable : year				Number of groups	= 468
Number of instruments = 34				Obs per group: min	= 1
F(21, 467)	= 111.00			avg	= 6.95
Prob > F	= 0.000			max	= 12

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4789937	.1241706	3.86	0.000	.2349914	.722996
CRA	-.4232004	.2558431	-1.65	0.099	-.9259467	.0795459
sizeTA	-.0120563	.0096038	-1.26	0.210	-.0309282	.0068157
DE	-.0107238	.0143773	-0.75	0.456	-.038976	.0175283
LevA	.0965085	.1454839	0.66	0.507	-.1893756	.3823926
Liq_w	.0019968	.002633	0.76	0.449	-.0031772	.0071708
GSALE	.0113021	.0109794	1.03	0.304	-.0102731	.0328774
lnAGE	-.003702	.0028577	-1.30	0.196	-.0093176	.0019135
year						
2011	-.0076572	.0069781	-1.10	0.273	-.0213695	.0060552
2013	.0043986	.0055814	0.79	0.431	-.0065691	.0153663
2014	.0151513	.005729	2.64	0.008	.0038935	.0264092
2015	.0292447	.0085505	3.42	0.001	.0124425	.0460469
2016	.0262225	.0107516	2.44	0.015	.005095	.04735
2017	.0156175	.0070835	2.20	0.028	.0016981	.029537
2018	.0153382	.008438	1.82	0.070	-.0012429	.0319193
2019	.0221965	.0112422	1.97	0.049	.0001049	.0442882
2020	.0134965	.0112369	1.20	0.230	-.0085847	.0355777
2021	.0157636	.0116905	1.35	0.178	-.0072089	.0387362
2022	.0138302	.0125592	1.10	0.271	-.0108494	.0385098
2023	.0069201	.011463	0.60	0.546	-.0156054	.0294456
2024	.0165789	.0129716	1.28	0.202	-.008911	.0420689
_cons	.3426921	.223205	1.54	0.125	-.0959184	.7813026

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA Liq_w) collapsed
    L(2/3).(L.ROA L.CRA L2.sizeTA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA Liq_w) collapsed
    DL.(L.ROA L.CRA L2.sizeTA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.72  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.14  Pr > z =  0.889
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(12)   =  10.39  Prob > chi2 =  0.582
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(12)   =  10.14  Prob > chi2 =  0.604
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh CRA - UI_high

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 3125
Time variable : year		Number of groups	= 479
Number of instruments = 34		Obs per group: min	= 1
F(21, 478)	= 72.14	avg	= 6.52
Prob > F	= 0.000	max	= 13

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.3459436	.1060787	3.26	0.001	.1375055	.5543818
CRA	-.1657755	.1478992	-1.12	0.263	-.4563884	.1248373
sizeTA	-.0010382	.0062251	-0.17	0.868	-.0132702	.0111937
DE	-.0001128	.0063384	-0.02	0.986	-.0125675	.0123419
LevA	-.0291167	.0684316	-0.43	0.671	-.1635807	.1053473
Liq_w	-.0024269	.0022807	-1.06	0.288	-.0069084	.0020546
GSALE	.0095508	.011356	0.84	0.401	-.0127631	.0318647
lnAGE	-.0013991	.0031474	-0.44	0.657	-.0075835	.0047853
year						
2011	-.0024047	.0096908	-0.25	0.804	-.0214465	.0166371
2012	.001927	.007172	0.27	0.788	-.0121655	.0160196
2013	-.0018482	.0070205	-0.26	0.792	-.0156429	.0119466
2014	.0038857	.0054849	0.71	0.479	-.0068919	.0146632
2016	-.0006126	.0046302	-0.13	0.895	-.0097106	.0084854
2017	-.004187	.0069886	-0.60	0.549	-.0179193	.0095452
2018	-.0008237	.0085276	-0.10	0.923	-.0175799	.0159326
2019	-.0055827	.0054025	-1.03	0.302	-.0161984	.005033
2020	-.0034226	.006064	-0.56	0.573	-.0153381	.0084929
2021	.0145882	.010757	1.36	0.176	-.0065487	.0357252
2022	.0009132	.0106013	0.09	0.931	-.0199177	.0217442
2023	-.008467	.0099727	-0.85	0.396	-.0280627	.0111288
2024	-.0044887	.0105433	-0.43	0.670	-.0252057	.0162283
_cons	.1026613	.1526707	0.67	0.502	-.1973273	.40265

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA Liq_w) collapsed
    L(2/3).(L.ROA L.CRA L.sizeTA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA Liq_w) collapsed
    DL.(L.ROA L.CRA L.sizeTA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.10  Pr > z =  0.002
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.89  Pr > z =  0.376
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(12)   =   8.27  Prob > chi2 =  0.764
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(12)   =   6.93  Prob > chi2 =  0.862
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh CRD - UI_low

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 3251
Time variable : year		Number of groups	= 468
Number of instruments = 35		Obs per group: min	= 1
F(21, 467)	= 113.88	avg	= 6.95
Prob > F	= 0.000	max	= 12

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5690641	.1139769	4.99	0.000	.345093	.7930353
CRD	.0102034	.4036428	0.03	0.980	-.7829777	.8033844
sizeTA	.0029693	.0075221	0.39	0.693	-.0118119	.0177506
DE	.0043178	.0043691	0.99	0.324	-.0042679	.0129034
LevA	-.0827765	.2188872	-0.38	0.705	-.5129022	.3473492
Liq_w	-.0019825	.0288654	-0.07	0.945	-.0587047	.0547397
GSALE	.0012414	.0316749	0.04	0.969	-.0610015	.0634843
lnAGE	-.0047817	.0055974	-0.85	0.393	-.0157809	.0062174
year						
2011	.0061728	.0143827	0.43	0.668	-.0220899	.0344356
2013	.0119915	.0075216	1.59	0.112	-.0027887	.0267718
2014	.0150948	.0063814	2.37	0.018	.002555	.0276347
2015	.0317413	.0082865	3.83	0.000	.0154579	.0480248
2016	.0148014	.011325	1.31	0.192	-.0074529	.0370557
2017	.0164415	.0112354	1.46	0.144	-.0056367	.0385197
2018	.0122085	.0090861	1.34	0.180	-.0056462	.0300633
2019	.0108924	.0120283	0.91	0.366	-.0127439	.0345287
2020	.0062141	.0119278	0.52	0.603	-.0172246	.0296528
2021	.0066288	.014547	0.46	0.649	-.0219569	.0352144
2022	.0060122	.0196487	0.31	0.760	-.0325986	.0446229
2023	-.0043886	.0127235	-0.34	0.730	-.029391	.0206139
2024	.0061103	.0155635	0.39	0.695	-.0244729	.0366935
_cons	-.0136551	.2115261	-0.06	0.949	-.4293159	.4020057

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(LevA L2.GSALE L2.sizeTA DE) collapsed
    L(2/4).L.ROA collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L2.GSALE L2.sizeTA DE) collapsed
    DL.L.ROA collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.02  Pr > z =  0.003
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.17  Pr > z =  0.241
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(13)   =  22.92  Prob > chi2 =  0.043
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(13)   =   8.01  Prob > chi2 =  0.843
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh CRD - UI_high

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 3125
Time variable : year		Number of groups	= 479
Number of instruments = 36		Obs per group: min	= 1
F(21, 478)	= 75.08	avg	= 6.52
Prob > F	= 0.000	max	= 13

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.3003802	.0874747	3.43	0.001	.1284976	.4722627
CRD	.0917242	.048839	1.88	0.061	-.0042415	.18769
sizeTA	.0000718	.0046178	0.02	0.988	-.0090018	.0091454
DE	.0116312	.0017124	6.79	0.000	.0082663	.014996
LevA	-.1040756	.0476477	-2.18	0.029	-.1977003	-.0104508
Liq_w	.0098977	.0056711	1.75	0.082	-.0012457	.021041
GSALE	-.0118822	.0074838	-1.59	0.113	-.0265874	.002823
lnAGE	-.0050065	.0032384	-1.55	0.123	-.0113697	.0013567
year						
2011	-.0000839	.0105572	-0.01	0.994	-.0208281	.0206603
2012	.0006623	.0078561	0.08	0.933	-.0147745	.0160991
2013	-.0058265	.0066672	-0.87	0.383	-.0189271	.0072742
2014	-.002371	.0049143	-0.48	0.630	-.0120273	.0072852
2015	-.0005798	.0043137	-0.13	0.893	-.009056	.0078963
2017	.00233	.0066613	0.35	0.727	-.0107591	.0154192
2018	-.0098492	.00908	-1.08	0.279	-.0276909	.0079925
2019	-.0071633	.0046873	-1.53	0.127	-.0163735	.0020469
2020	-.0080695	.0047852	-1.69	0.092	-.0174721	.0013331
2021	.0145513	.0087121	1.67	0.096	-.0025674	.0316699
2022	-.0057516	.0082667	-0.70	0.487	-.0219952	.010492
2023	-.0214193	.0076754	-2.79	0.005	-.0365009	-.0063376
2024	-.0108852	.009228	-1.18	0.239	-.0290176	.0072471
_cons	.0666765	.1201516	0.55	0.579	-.1694141	.3027672

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L2.LevA L2.GSALE L.sizeTA DE) collapsed
    L(2/5).L.ROA collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.LevA L2.GSALE L.sizeTA DE) collapsed
    DL.L.ROA collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.54  Pr > z =  0.011
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.34  Pr > z =  0.735
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(14)   =  10.59  Prob > chi2 =  0.718
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(14)   =  14.45  Prob > chi2 =  0.417
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh CRC - UI_low

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 3251
Time variable : year		Number of groups	= 468
Number of instruments = 34		Obs per group: min	= 1
F(21, 467)	= 90.77	avg	= 6.95
Prob > F	= 0.000	max	= 12

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5412025	.1136995	4.76	0.000	.3177766	.7646285
CRC	1.170825	1.398318	0.84	0.403	-1.576949	3.918599
sizeTA	-.0060881	.0076107	-0.80	0.424	-.0210435	.0088672
DE	-.0156754	.0111481	-1.41	0.160	-.0375821	.0062312
LevA	.1893583	.1144959	1.65	0.099	-.0356326	.4143493
Liq_w	.009054	.0041558	2.18	0.030	.0008877	.0172203
GSALE	.0287651	.0145123	1.98	0.048	.0002476	.0572826
lnAGE	-.0028598	.0040349	-0.71	0.479	-.0107885	.0050689
year						
2011	-.0049622	.0109882	-0.45	0.652	-.0265547	.0166303
2012	-.0077021	.009461	-0.81	0.416	-.0262934	.0108893
2013	.0006199	.0087428	0.07	0.944	-.0165602	.0178
2014	.0068525	.0068107	1.01	0.315	-.0065309	.020236
2015	.0235977	.0094248	2.50	0.013	.0050774	.0421179
2016	.0148463	.0067423	2.20	0.028	.0015972	.0280953
2017	.0061751	.0055312	1.12	0.265	-.004694	.0170442
2018	.0044742	.0058587	0.76	0.445	-.0070385	.0159868
2019	.0086368	.0072809	1.19	0.236	-.0056707	.0229442
2020	.0039167	.0062421	0.63	0.531	-.0083494	.0161828
2022	.0045948	.0115487	0.40	0.691	-.018099	.0272885
2023	-.0081089	.0059609	-1.36	0.174	-.0198223	.0036046
2024	.0026715	.0083678	0.32	0.750	-.0137717	.0191146
_cons	.1059949	.1756717	0.60	0.547	-.2392101	.4511999

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.sizeTA L.DE L.GSALE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.DE L.GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.08  Pr > z =  0.002
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.64  Pr > z =  0.522
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(12)   =  23.85  Prob > chi2 =  0.021
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(12)   =   7.58  Prob > chi2 =  0.817
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh CRC- UI_high

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 3125
Time variable : year				Number of groups	= 479
Number of instruments = 39				Obs per group: min	= 1
F(21, 478)	= 64.34			avg	= 6.52
Prob > F	= 0.000			max	= 13

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.2789102	.109553	2.55	0.011	.0636452	.4941752
CRC	.0016686	1.128849	0.00	0.999	-2.21645	2.219787
sizeTA	-.0024228	.0049301	-0.49	0.623	-.0121101	.0072644
DE	.0016728	.0025582	0.65	0.513	-.0033538	.0066995
LevA	-.0371588	.0446711	-0.83	0.406	-.1249349	.0506173
Liq_w	.0029046	.0026209	1.11	0.268	-.0022452	.0080545
GSALE	-.0017496	.0093155	-0.19	0.851	-.020054	.0165549
lnAGE	-.0050751	.0035914	-1.41	0.158	-.0121319	.0019817
year						
2011	.0004023	.0113915	0.04	0.972	-.0219814	.022786
2012	.001831	.0080101	0.23	0.819	-.0139084	.0175703
2013	-.0043917	.0057956	-0.76	0.449	-.0157798	.0069964
2014	-.0008775	.0040957	-0.21	0.830	-.0089253	.0071703
2016	.0028633	.00481	0.60	0.552	-.0065879	.0123146
2017	.0018568	.0070682	0.26	0.793	-.0120318	.0157454
2018	.0035006	.0076648	0.46	0.648	-.0115603	.0185615
2019	-.0046237	.004527	-1.02	0.308	-.0135189	.0042715
2020	-.002558	.0056668	-0.45	0.652	-.0136928	.0085769
2021	.0152586	.0093194	1.64	0.102	-.0030535	.0335707
2022	-.0012657	.0087032	-0.15	0.884	-.018367	.0158356
2023	-.0131688	.0090784	-1.45	0.148	-.0310074	.0046698
2024	-.0068042	.0090486	-0.75	0.452	-.0245841	.0109756
_cons	.1367529	.1330675	1.03	0.305	-.1247166	.3982224

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.sizeTA L.DE GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA CRC) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.DE GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.38  Pr > z =  0.017
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.35  Pr > z =  0.728
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(17)   =  16.43  Prob > chi2 =  0.494
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(17)   =  21.49  Prob > chi2 =  0.205
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh tổng hợp - UI_low

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid			Number of obs	=	3251
Time variable : year			Number of groups	=	468
Number of instruments = 40			Obs per group: min	=	1
F(23, 467)	=	104.80	avg	=	6.95
Prob > F	=	0.000	max	=	12

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.2928726	.0789267	3.71	0.000	.1377771	.4479681
CRA	-1.608598	.284961	-5.64	0.000	-2.168563	-1.048634
CRD	1.363413	.2540597	5.37	0.000	.8641716	1.862655
CRC	.0370775	.7070803	0.05	0.958	-1.352375	1.42653
sizeTA	-.0043607	.0107133	-0.41	0.684	-.0254129	.0166915
DE	-.0031826	.0026277	-1.21	0.226	-.0083461	.001981
LevA	-.1364553	.0574103	-2.38	0.018	-.2492698	-.0236409
Liq_w	-.0038721	.002973	-1.30	0.193	-.0097142	.00197
GSALE	.0115118	.0151286	0.76	0.447	-.0182167	.0412402
lnAGE	.000183	.0037526	0.05	0.961	-.0071911	.007557
year						
2011	-.0017983	.0147428	-0.12	0.903	-.0307688	.0271722
2012	.0038372	.0096604	0.40	0.691	-.015146	.0228203
2013	-.0043489	.0101585	-0.43	0.669	-.024311	.0156131
2014	-.0017191	.006995	-0.25	0.806	-.0154647	.0120264
2015	.0128128	.0106137	1.21	0.228	-.0080437	.0336694
2016	.0070637	.0080276	0.88	0.379	-.008711	.0228383
2017	.0022326	.0054344	0.41	0.681	-.0084464	.0129116
2018	.0013165	.0054178	0.24	0.808	-.0093298	.0119628
2019	.0009511	.0069859	0.14	0.892	-.0127766	.0146788
2020	-.0095815	.0083042	-1.15	0.249	-.0258997	.0067368
2022	-.0103779	.006819	-1.52	0.129	-.0237776	.0030218
2023	-.0047094	.0070359	-0.67	0.504	-.0185352	.0091165
2024	-.0013809	.0088575	-0.16	0.876	-.0187863	.0160246
_cons	.2530324	.2792154	0.91	0.365	-.2956417	.8017066

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/3).(CRD GSALE DE LevA) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC CRA sizeTA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRD GSALE DE LevA) collapsed
    DL.(L.ROA CRC CRA sizeTA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.11  Pr > z =  0.002
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.51  Pr > z =  0.609
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(16)   =  21.26  Prob > chi2 =  0.169
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(16)   =  13.40  Prob > chi2 =  0.643
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Kênh tổng hợp - UI_high

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 3125
Time variable : year		Number of groups	= 479
Number of instruments = 48		Obs per group: min	= 1
F(23, 478)	= 61.52	avg	= 6.52
Prob > F	= 0.000	max	= 13

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.3375214	.1032323	3.27	0.001	.1346763	.5403666
CRA	-.0412602	.2527869	-0.16	0.870	-.5379712	.4554507
CRD	.1046683	.0949696	1.10	0.271	-.0819413	.2912779
CRC	.1669292	.620282	0.27	0.788	-1.051887	1.385746
sizeTA	-.0032257	.005236	-0.62	0.538	-.0135142	.0070627
DE	.0014634	.0034108	0.43	0.668	-.0052386	.0081655
LevA	-.0028807	.0398697	-0.07	0.942	-.0812223	.0754608
Liq_w	.0036213	.0024666	1.47	0.143	-.0012255	.0084681
GSALE	.0098378	.0060824	1.62	0.106	-.0021138	.0217895
lnAGE	-.0012484	.0035099	-0.36	0.722	-.0081451	.0056483
year						
2011	-.0017987	.0091709	-0.20	0.845	-.0198189	.0162215
2012	.000287	.0090606	0.03	0.975	-.0175165	.0180905
2013	-.0081492	.0085086	-0.96	0.339	-.0248682	.0085698
2014	-.0013242	.0042606	-0.31	0.756	-.009696	.0070477
2015	.0013434	.0047024	0.29	0.775	-.0078964	.0105833
2017	-.0024691	.0056071	-0.44	0.660	-.0134866	.0085485
2018	.0013531	.00663	0.20	0.838	-.0116744	.0143807
2019	-.0051459	.0062927	-0.82	0.414	-.0175106	.0072188
2020	-.0041567	.00635	-0.65	0.513	-.0166341	.0083206
2021	.0128618	.010851	1.19	0.236	-.0084598	.0341834
2022	-.0043532	.0084856	-0.51	0.608	-.0210269	.0123206
2023	-.0139774	.0108902	-1.28	0.200	-.0353761	.0074212
2024	-.0061096	.0092607	-0.66	0.510	-.0243063	.0120871
_cons	.1249696	.1368372	0.91	0.362	-.1439073	.3938464

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(3/6).(CRD GSALE DE LevA) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC CRA sizeTA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL2.(CRD GSALE DE LevA) collapsed
    DL.(L.ROA CRC CRA sizeTA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.43  Pr > z =  0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.57  Pr > z =  0.566
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(24)   =  23.07  Prob > chi2 =  0.516
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(24)   =  20.16  Prob > chi2 =  0.688
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

PL2.10. Kết quả hồi quy mô hình II

ROA và biến tương tác CRAxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 483)    =    100.53                                      avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
```

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5399102	.0917816	5.88	0.000	.3595696	.7202508
CRA	-.5769989	.2728461	-2.11	0.035	-1.113111	-.040887
UI_index	.0180808	.0072306	2.50	0.013	.0038734	.0322881
CRA_x_UI	-.036707	.020423	-1.80	0.073	-.0768358	.0034218
sizeTA	.004371	.0070854	0.62	0.538	-.009551	.018293
DE	-.0071788	.0071425	-1.01	0.315	-.021213	.0068554
LevA	.0981711	.0707888	1.39	0.166	-.0409209	.237263
Liq_w	.0016261	.0041655	0.39	0.696	-.0065587	.0098109
GSALE	-.007703	.0113406	-0.68	0.497	-.0299859	.0145799
lnAGE	-.0005826	.0025948	-0.22	0.822	-.0056811	.0045158
year						
2011	-.0070224	.0129295	-0.54	0.587	-.0324274	.0183826
2012	.0043846	.00956	0.46	0.647	-.0143998	.023169
2013	-.0143992	.0144512	-1.00	0.320	-.0427943	.0139958
2014	.0104073	.0071731	1.45	0.147	-.003687	.0245017
2015	.0102801	.0074238	1.38	0.167	-.0043068	.024867
2016	.0021709	.006955	0.31	0.755	-.0114948	.0158366
2017	-.0033559	.0067749	-0.50	0.621	-.0166678	.009956
2018	.0052041	.0055863	0.93	0.352	-.0057723	.0161805
2019	.0042584	.0055766	0.76	0.445	-.006699	.0152159
2020	8.73e-06	.005504	0.00	0.999	-.010806	.0108234
2021	.0091007	.0048768	1.87	0.063	-.0004817	.0186831
2023	-.0064012	.0056689	-1.13	0.259	-.0175399	.0047376
2024	.0008074	.0050622	0.16	0.873	-.0091393	.010754
_cons	-.1058985	.1932427	-0.55	0.584	-.4855987	.2738016

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.28  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.71  Pr > z =  0.479
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  15.23  Prob > chi2 =  0.936
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  22.21  Prob > chi2 =  0.624
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và biến tương tác CRAxUI (có biến giả ngành)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 56				Obs per group: min	=	4
F(30, 483)	=	85.49		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4968236	.0933866	5.32	0.000	.3133295	.6803177
CRA	-.5794907	.3251005	-1.78	0.075	-1.218277	.0592952
UI_index	.01462	.0063317	2.31	0.021	.0021788	.0270611
CRA_x_UI	-.0346862	.0198185	-1.75	0.081	-.0736273	.0042549
sizeTA	.0105092	.0072925	1.44	0.150	-.0038197	.024838
DE	-.0085662	.0078409	-1.09	0.275	-.0239727	.0068403
LevA	.1026511	.0877938	1.17	0.243	-.0698538	.275156
Liq_w	.0042197	.0052101	0.81	0.418	-.0060175	.0144569
GSALE	-.0029891	.0105955	-0.28	0.778	-.0238082	.0178299
lnAGE	-.0034119	.0027999	-1.22	0.224	-.0089134	.0020896
year						
2011	-.0039552	.01285	-0.31	0.758	-.0292041	.0212936
2012	.0056467	.009352	0.60	0.546	-.0127288	.0240223
2013	-.0086467	.0129612	-0.67	0.505	-.034114	.0168207
2014	.0112259	.0071051	1.58	0.115	-.0027348	.0251867
2015	.0118891	.0073242	1.62	0.105	-.0025021	.0262804
2016	.0035198	.006824	0.52	0.606	-.0098886	.0169283
2017	-.0016395	.0069309	-0.24	0.813	-.0152579	.011979
2018	.006113	.0057831	1.06	0.291	-.0052501	.0174761
2019	.0053535	.0053061	1.01	0.314	-.0050723	.0157793
2020	.0008504	.0051342	0.17	0.869	-.0092377	.0109384
2021	.0096276	.0047514	2.03	0.043	.0002916	.0189637
2023	-.0061081	.0054047	-1.13	0.259	-.0167278	.0045116
2024	-.0011742	.0050044	-0.23	0.815	-.0110073	.008659
sector_id						
1	-.0728748	.0201875	-3.61	0.000	-.1125409	-.0332087
2	-.0063861	.0094852	-0.67	0.501	-.0250235	.0122512
4	-.0043423	.0095872	-0.45	0.651	-.0231801	.0144955
5	-.0089253	.0095696	-0.93	0.351	-.0277285	.0098778
6	-.0224482	.0081758	-2.75	0.006	-.0385128	-.0063836
7	-.0025711	.0102976	-0.25	0.803	-.0228048	.0176625
8	-.0199448	.0082596	-2.41	0.016	-.036174	-.0037155
_cons	-.2557837	.2017147	-1.27	0.205	-.6521304	.140563

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.35  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.50  Pr > z =  0.614
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  17.98  Prob > chi2 =  0.843
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  25.84  Prob > chi2 =  0.416
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và biến tương tác CRA5xUI (có biến giả ngưỡng 5%)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 43		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 162.11	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5842067	.088011	6.64	0.000	.4112749	.7571384
CRA5	-.024228	.0081498	-2.97	0.003	-.0402414	-.0082145
UI_index	.0557382	.0273606	2.04	0.042	.0019777	.1094987
CRA5_x_UI	-.0885502	.0483498	-1.83	0.068	-.183552	.0064517
GSALE	-.0103321	.0185559	-0.56	0.578	-.0467924	.0261282
DE	.0003308	.0152841	0.02	0.983	-.0297008	.0303623
LevA	-.0318931	.1368333	-0.23	0.816	-.3007552	.236969
Liq_w	.0015668	.0039373	0.40	0.691	-.0061695	.0093031
sizeTA	-.0049076	.004838	-1.01	0.311	-.0144137	.0045986
lnAGE	-.0014594	.0023258	-0.63	0.531	-.0060294	.0031106
year						
2011	-.0006492	.0099133	-0.07	0.948	-.0201277	.0188293
2012	.0007441	.0084003	0.09	0.929	-.0157615	.0172496
2013	-.0446926	.0192085	-2.33	0.020	-.0824352	-.00695
2014	.0122528	.0071228	1.72	0.086	-.0017427	.0262482
2015	.0131132	.0067231	1.95	0.052	-.000097	.0263234
2016	-.000679	.0068168	-0.10	0.921	-.0140733	.0127152
2017	-.0042034	.0072818	-0.58	0.564	-.0185114	.0101046
2018	.0065113	.0062262	1.05	0.296	-.0057224	.0187451
2019	.0028147	.0060025	0.47	0.639	-.0089796	.0146089
2020	.001644	.0060641	0.27	0.786	-.0102713	.0135593
2021	.0095571	.0055442	1.72	0.085	-.0013366	.0204508
2023	-.0082372	.0060643	-1.36	0.175	-.0201528	.0036784
2024	.0051451	.0061388	0.84	0.402	-.0069169	.0172072
_cons	.1867827	.1149522	1.62	0.105	-.0390855	.4126508

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/3).(L.CRA5_x_UI L2.sizeTA L.GSALE L2.Liq_w) collapsed
    L(2/5).(L.ROA L2.UI_index L.LevA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRA5 lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.CRA5_x_UI L2.sizeTA L.GSALE L2.Liq_w) collapsed
    DL.(L.ROA L2.UI_index L.LevA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.94  Pr > z =  0.003
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.54  Pr > z =  0.125
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(19)   =   8.79  Prob > chi2 =  0.977
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(19)   =  17.76  Prob > chi2 =  0.538
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROS và biến tương tác CRAxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6367
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 43		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 27.66	avg	= 13.15
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.1296213	.1612063	0.80	0.422	-.1871309	.4463736
CRA	-1.056599	.6034329	-1.75	0.081	-2.242277	.1290786
UI_index	-.0159249	.0082619	-1.93	0.055	-.0321587	.0003088
CRA_x_UI	.0094762	.0052916	1.79	0.074	-.0009212	.0198736
sizeTA	.010685	.0105443	1.01	0.311	-.0100335	.0314034
DE	-.001904	.0028003	-0.68	0.497	-.0074063	.0035984
LevA	.0453979	.1225105	0.37	0.711	-.1953215	.2861173
Liq_w	.0082541	.00565	1.46	0.145	-.0028474	.0193557
GSALE	-.0156688	.0289971	-0.54	0.589	-.0726448	.0413073
lnAGE	-.0102635	.0075631	-1.36	0.175	-.0251241	.0045972
year						
2011	-.0360865	.0306845	-1.18	0.240	-.0963781	.0242051
2012	-.030851	.0209191	-1.47	0.141	-.0719548	.0102527
2013	.0021744	.0272683	0.08	0.936	-.0514046	.0557535
2014	-.0111579	.0196774	-0.57	0.571	-.0498217	.0275059
2015	-.0090546	.0195172	-0.46	0.643	-.0474036	.0292944
2016	-.0108861	.0182713	-0.60	0.552	-.0467872	.025015
2017	-.0029386	.02092	-0.14	0.888	-.044044	.0381668
2018	-.0048386	.0141924	-0.34	0.733	-.0327251	.0230479
2019	.0120543	.0114137	1.06	0.291	-.0103723	.0344808
2020	-.0129526	.0119931	-1.08	0.281	-.0365176	.0106124
2021	.0173579	.0135744	1.28	0.202	-.0093143	.04403
2022	-.0143228	.0141961	-1.01	0.314	-.0422165	.013571
2024	-.0043066	.0124534	-0.35	0.730	-.0287762	.020163
_cons	-.1696648	.2609017	-0.65	0.516	-.6823073	.3429777

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(CRA DE) collapsed
    L(2/4).(L2.ROS_w LevA Liq_w L.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRA_x_UI sizeTA lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA DE) collapsed
    DL.(L2.ROS_w LevA Liq_w L.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.58  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.89  Pr > z =  0.375
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(19)   =  40.55  Prob > chi2 =  0.003
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(19)   =  14.77  Prob > chi2 =  0.737
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROE và biến tương tác CRAxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 51		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 224.87	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.6611206	.104628	6.32	0.000	.4555383	.866703
CRA	-.5487131	.2866781	-1.91	0.056	-1.112003	.0145772
UI_index	.017097	.0088087	1.94	0.053	-.0002111	.034405
CRA_x_UI	-.0335865	.0203068	-1.65	0.099	-.073487	.006314
sizeTA	.0009702	.0117613	0.08	0.934	-.0221394	.0240799
DE	-.0031403	.0037334	-0.84	0.401	-.010476	.0041954
LevA	.1920232	.0790513	2.43	0.016	.0366963	.3473502
Liq_w	.0035139	.0036603	0.96	0.338	-.0036783	.0107061
GSALE	.006979	.009638	0.72	0.469	-.0119586	.0259165
lnAGE	-.0011341	.0038396	-0.30	0.768	-.0086784	.0064102
year						
2011	-.0219639	.0205397	-1.07	0.285	-.0623221	.0183943
2012	-.0121796	.0157561	-0.77	0.440	-.0431386	.0187794
2013	-.0081271	.0194577	-0.42	0.676	-.0463593	.0301051
2014	.0249364	.0120974	2.06	0.040	.0011665	.0487064
2015	.0213277	.0110816	1.92	0.055	-.0004464	.0431018
2016	.0120722	.0113563	1.06	0.288	-.0102417	.0343861
2017	.0109843	.0100155	1.10	0.273	-.008695	.0306636
2018	.0123688	.0095799	1.29	0.197	-.0064547	.0311922
2019	.0120678	.0085251	1.42	0.158	-.0046831	.0288186
2020	.0035862	.0079666	0.45	0.653	-.0120673	.0192397
2021	.0196468	.0077843	2.52	0.012	.0043516	.034942
2023	-.0090511	.0080352	-1.13	0.261	-.0248394	.0067372
2024	.0098615	.0086699	1.14	0.256	-.0071739	.0268969
_cons	-.0645146	.3135937	-0.21	0.837	-.6806909	.5516617

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.sizeTA LevA DE L.Liq_w) collapsed
    L(2/5).(L2.ROE_w L2.CRA L2.UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA DE L.Liq_w) collapsed
    DL.(L2.ROE_w L2.CRA L2.UI_index CRA_x_UI) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -8.31  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.33  Pr > z =  0.744
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(27)   =  60.90  Prob > chi2 =  0.000
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(27)   =  26.36  Prob > chi2 =  0.499
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

ROA và biến tương tác CRDxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 49		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 126.94	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.6730012	.1070164	6.29	0.000	.4627261	.8832763
CRD	.0076835	.1877924	0.04	0.967	-.3613074	.3766744
UI_index	.0161413	.0072951	2.21	0.027	.0018073	.0304753
CRD_x_UI	-.0357297	.0198761	-1.80	0.073	-.0747841	.0033247
sizeTA	.0127094	.0099254	1.28	0.201	-.0067929	.0322117
DE	-.0094536	.0100199	-0.94	0.346	-.0291415	.0102344
LevA	.0940397	.117007	0.80	0.422	-.1358659	.3239454
Liq_w	.0060922	.0041686	1.46	0.145	-.0020986	.0142831
GSALE	-.0045157	.0111889	-0.40	0.687	-.0265005	.0174692
lnAGE	-.0028013	.0028567	-0.98	0.327	-.0084144	.0028118
year						
2011	.0047962	.0108854	0.44	0.660	-.0165924	.0261847
2012	.0051289	.0091988	0.56	0.577	-.0129457	.0232036
2013	-.0076794	.0145994	-0.53	0.599	-.0363656	.0210068
2014	.0173694	.007207	2.41	0.016	.0032085	.0315303
2015	.0191076	.007473	2.56	0.011	.004424	.0337912
2016	.0030794	.0064011	0.48	0.631	-.009498	.0156567
2017	.0017385	.0060727	0.29	0.775	-.0101937	.0136707
2018	.0055975	.0048255	1.16	0.247	-.003884	.0150791
2019	.0003796	.0050761	0.07	0.940	-.0095944	.0103536
2020	-.0008884	.0056182	-0.16	0.874	-.0119276	.0101507
2021	.0099629	.0049958	1.99	0.047	.0001468	.019779
2023	-.0125735	.0059662	-2.11	0.036	-.0242963	-.0008506
2024	.0012783	.0059192	0.22	0.829	-.0103523	.0129089
_cons	-.3687887	.2661174	-1.39	0.166	-.8916794	.154102

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.35  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.01  Pr > z =  0.314
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  18.11  Prob > chi2 =  0.838
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  17.03  Prob > chi2 =  0.881
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và biến tương tác CRDxUI (có biến giả ngành)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 56				Obs per group: min	=	4
F(30, 483)	=	95.35		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.658057	.1072843	6.13	0.000	.4472553	.8688587
CRD	.0503019	.1995759	0.25	0.801	-.3418424	.4424461
UI_index	.0123369	.0067378	1.83	0.068	-.0009021	.0255758
CRD_x_UI	-.0316563	.0185803	-1.70	0.089	-.0681645	.0048519
sizeTA	.0163948	.0088072	1.86	0.063	-.0009104	.0337
DE	-.0097851	.010404	-0.94	0.347	-.0302278	.0106576
LevA	.0766584	.1312503	0.58	0.559	-.1812337	.3345505
Liq_w	.0057817	.0050938	1.14	0.257	-.0042271	.0157904
GSALE	-.00085	.0101433	-0.08	0.933	-.0207805	.0190805
lnAGE	-.0049946	.0030423	-1.64	0.101	-.0109724	.0009831
year						
2011	.0051503	.009206	0.56	0.576	-.0129384	.023239
2012	.004841	.0081729	0.59	0.554	-.0112178	.0208998
2013	-.0032192	.012351	-0.26	0.794	-.0274875	.0210492
2014	.0169506	.0065304	2.60	0.010	.0041191	.0297821
2015	.0195373	.006813	2.87	0.004	.0061506	.032924
2016	.0043064	.0060576	0.71	0.477	-.0075962	.016209
2017	.0032922	.0060763	0.54	0.588	-.0086471	.0152315
2018	.0061435	.004584	1.34	0.181	-.0028636	.0151506
2019	.000622	.0048435	0.13	0.898	-.0088949	.010139
2020	-.0003387	.005374	-0.06	0.950	-.010898	.0102207
2021	.0100737	.0049588	2.03	0.043	.0003303	.0198171
2023	-.0121832	.0056292	-2.16	0.031	-.023244	-.0011224
2024	.0005945	.0056997	0.10	0.917	-.0106048	.0117937
sector_id						
1	-.0682907	.0261677	-2.61	0.009	-.1197072	-.0168741
2	-.0125171	.0107365	-1.17	0.244	-.0336132	.0085789
4	-.009239	.0103286	-0.89	0.371	-.0295336	.0110555
5	-.0166542	.0098326	-1.69	0.091	-.0359742	.0026658
6	-.0246337	.0086183	-2.86	0.004	-.0415678	-.0076996
7	-.0096357	.0118003	-0.82	0.415	-.0328219	.0135506
8	-.0151948	.0083195	-1.83	0.068	-.0315417	.001152
_cons	-.4398647	.2444224	-1.80	0.073	-.9201273	.0403979

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.69  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.00  Pr > z =  0.319
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  19.60  Prob > chi2 =  0.767
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  18.95  Prob > chi2 =  0.800
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và biến tương tác CRD5xUI (có biến giả ngưỡng 5%)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 45		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 141.48	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.6307848	.0927825	6.80	0.000	.4484775	.813092
CRD5	.0057113	.00653	0.87	0.382	-.0071195	.0185421
UI_index	.047907	.0208747	2.29	0.022	.0068906	.0889234
CRD5_x_UI	-.0873656	.0468135	-1.87	0.063	-.1793488	.0046176
GSALE	.0103583	.0226255	0.46	0.647	-.0340983	.054815
DE	-.0134766	.0063367	-2.13	0.034	-.0259274	-.0010257
LevA	.1512848	.0741942	2.04	0.042	.0055015	.2970682
Liq_w	.0062145	.0025859	2.40	0.017	.0011335	.0112956
sizeTA	-.0063905	.0082197	-0.78	0.437	-.0225412	.0097603
lnAGE	-.0023972	.0027699	-0.87	0.387	-.0078397	.0030454
year						
2011	-.0084403	.0116111	-0.73	0.468	-.0312548	.0143741
2012	-.0059266	.0116466	-0.51	0.611	-.0288109	.0169576
2013	-.0339947	.0209558	-1.62	0.105	-.0751704	.0071811
2014	.0079064	.0089606	0.88	0.378	-.0097001	.0255128
2015	.0112208	.0094916	1.18	0.238	-.0074292	.0298708
2016	-.0013691	.0091959	-0.15	0.882	-.019438	.0166998
2017	-.0062321	.0077134	-0.81	0.420	-.0213881	.0089238
2018	.0029877	.005833	0.51	0.609	-.0084735	.014449
2019	-.0006601	.0072925	-0.09	0.928	-.014989	.0136688
2020	-.0002683	.0078405	-0.03	0.973	-.015674	.0151375
2021	.0097341	.0056679	1.72	0.087	-.0014027	.0208709
2023	-.0073327	.0082875	-0.88	0.377	-.0236166	.0089513
2024	.0042934	.0064111	0.67	0.503	-.0083036	.0168904
_cons	.1409449	.2256102	0.62	0.532	-.3023538	.5842436

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.LevA CRD5_x_UI L.sizeTA L2.DE L2.GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRD5 Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.LevA CRD5_x_UI L.sizeTA L2.DE L2.GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.24  Pr > z =  0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.06  Pr > z =  0.291
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(21)   =   9.98  Prob > chi2 =  0.979
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(21)   =  21.83  Prob > chi2 =  0.409
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROS và biến tương tác CRDxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6367
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 42				Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 45.72			avg	= 13.15
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.5019739	.1930197	2.60	0.010	.1227119	.8812358
CRD	.9207714	.4189547	2.20	0.028	.0975725	1.74397
UI_index	.0101216	.012956	0.78	0.435	-.0153356	.0355787
CRD_x_UI	-.0744542	.0441315	-1.69	0.092	-.1611676	.0122591
sizeTA	.0432086	.0259724	1.66	0.097	-.0078242	.0942415
DE	-.023176	.0196963	-1.18	0.240	-.061877	.0155249
LevA	.2844474	.2910408	0.98	0.329	-.2874151	.8563099
Liq_w	.0262476	.0114145	2.30	0.022	.0038195	.0486757
GSALE	.0687698	.0279172	2.46	0.014	.0139156	.1236239
lnAGE	-.0007762	.0063784	-0.12	0.903	-.013309	.0117565
year						
2011	.0068862	.0380409	0.18	0.856	-.0678598	.0816323
2012	.0078427	.0267584	0.29	0.770	-.0447346	.0604199
2013	.0144544	.0282929	0.51	0.610	-.0411379	.0700467
2014	.0263271	.0197347	1.33	0.183	-.0124493	.0651035
2015	.0251987	.0195887	1.29	0.199	-.0132909	.0636882
2016	.0154174	.0178312	0.86	0.388	-.0196188	.0504536
2017	.0040474	.0188061	0.22	0.830	-.0329045	.0409993
2018	.0081402	.0147467	0.55	0.581	-.0208355	.0371159
2019	.0081155	.0144234	0.56	0.574	-.0202249	.0364558
2020	-.00771	.0140556	-0.55	0.584	-.0353276	.0199077
2021	.0179785	.0118782	1.51	0.131	-.0053609	.0413179
2022	-.0387909	.018208	-2.13	0.034	-.0745675	-.0030143
2024	-.0032562	.0121484	-0.27	0.789	-.0271265	.020614
_cons	-1.343608	.7083206	-1.90	0.058	-2.735378	.0481627

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L2.CRD_x_UI L.LevA UI_index L.GSALE L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L2.ROS_w L.CRD) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.CRD_x_UI L.LevA UI_index L.GSALE L2.DE) collapsed
    DL.(L2.ROS_w L.CRD) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.39  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.56  Pr > z =  0.576
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(18)   =   9.95  Prob > chi2 =  0.934
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(18)   =  13.80  Prob > chi2 =  0.742
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROE và biến tương tác CRDxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid			Number of obs	=	6376
Time variable : year			Number of groups	=	484
Number of instruments = 44			Obs per group: min	=	4
F(23, 483)	= 206.25		avg	=	13.17
Prob > F	= 0.000		max	=	14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.8030161	.1283778	6.26	0.000	.5507682	1.055264
CRD	.2909436	.1607634	1.81	0.071	-.0249383	.6068256
UI_index	.0146714	.0086168	1.70	0.089	-.0022596	.0316024
CRD_x_UI	-.0439841	.023483	-1.87	0.062	-.0901256	.0021574
sizeTA	-.008343	.0050613	-1.65	0.100	-.0182879	.0016018
DE	-.0151705	.0099692	-1.52	0.129	-.0347589	.0044179
LevA	.220647	.0972233	2.27	0.024	.0296142	.4116799
Liq_w	.0065414	.0038263	1.71	0.088	-.0009769	.0140597
GSALE	-.0059681	.0189724	-0.31	0.753	-.0432467	.0313105
lnAGE	-.0027589	.0044889	-0.61	0.539	-.011579	.0060612
year						
2011	-.0289452	.0145622	-1.99	0.047	-.0575583	-.000332
2012	-.0271833	.0122392	-2.22	0.027	-.051232	-.0031346
2013	-.0090967	.0168683	-0.54	0.590	-.0422411	.0240477
2014	.018321	.0112959	1.62	0.105	-.0038742	.0405162
2015	.011171	.0103444	1.08	0.281	-.0091545	.0314966
2016	.0086429	.0110155	0.78	0.433	-.0130012	.0302871
2017	.0087508	.0093355	0.94	0.349	-.0095923	.027094
2018	.0040361	.0086958	0.46	0.643	-.0130501	.0211223
2019	-.0015251	.009427	-0.16	0.872	-.0200482	.0169979
2020	-.001148	.0107865	-0.11	0.915	-.0223423	.0200463
2021	.0208937	.0087225	2.40	0.017	.003755	.0380324
2023	-.0186934	.0112952	-1.65	0.099	-.0408872	.0035003
2024	.0135178	.0122469	1.10	0.270	-.0105461	.0375816
_cons	.1475538	.1402295	1.05	0.293	-.1279815	.4230891

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L2.DE L.CRD_x_UI L2.GSALE) collapsed
    L(2/4).(L2.ROE_w L.UI_index L2.sizeTA L.LevA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L2.DE L.CRD_x_UI L2.GSALE) collapsed
    DL.(L2.ROE_w L.UI_index L2.sizeTA L.LevA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.26  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.97  Pr > z =  0.331
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(20)   =  26.64  Prob > chi2 =  0.146
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(20)   =  26.15  Prob > chi2 =  0.161
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

ROA và biến tương tác CRCxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 50		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 116.75	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5015558	.0619769	8.09	0.000	.3797781	.6233335
CRC	1.6615	.5839341	2.85	0.005	.5141347	2.808864
UI_index	.0153424	.0056401	2.72	0.007	.0042602	.0264246
CRC_x_UI	.0254825	.0107905	2.36	0.019	.0042805	.0466846
sizeTA	.0068288	.006291	1.09	0.278	-.0055322	.0191898
DE	-.0060053	.0060549	-0.99	0.322	-.0179025	.0058919
LevA	.0134354	.0576998	0.23	0.816	-.0999383	.1268091
Liq_w	.0026984	.0019962	1.35	0.177	-.001224	.0066208
GSALE	-.0005392	.0070313	-0.08	0.939	-.0143549	.0132765
lnAGE	-.0062323	.0024744	-2.52	0.012	-.0110943	-.0013704
year						
2011	.0058478	.0086608	0.68	0.500	-.0111698	.0228653
2012	.0005384	.0074572	0.07	0.942	-.0141142	.015191
2013	-.020086	.0113595	-1.77	0.078	-.0424061	.002234
2014	.013577	.006035	2.25	0.025	.0017188	.0254351
2015	.0115575	.0058651	1.97	0.049	.0000332	.0230818
2016	.0065333	.0054235	1.20	0.229	-.0041232	.0171898
2017	-.0003102	.0054036	-0.06	0.954	-.0109276	.0103072
2018	.0043556	.0053414	0.82	0.415	-.0061396	.0148509
2019	.0033582	.0044525	0.75	0.451	-.0053906	.0121069
2020	-.0043017	.0050858	-0.85	0.398	-.0142947	.0056913
2021	.0047951	.0050182	0.96	0.340	-.0050652	.0146553
2023	-.0151648	.0056893	-2.67	0.008	-.0263437	-.0039859
2024	.0022219	.0046663	0.48	0.634	-.0069468	.0113905
_cons	-.1542672	.1692311	-0.91	0.362	-.4867872	.1782529

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.95  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.15  Pr > z =  0.878
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  18.88  Prob > chi2 =  0.841
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  21.04  Prob > chi2 =  0.740
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và biến tương tác CRCxUI (có biến giả ngành)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6376
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 49		Obs per group: min	= 4
F(30, 483)	= 63.17	avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.3906642	.0826327	4.73	0.000	.2283003	.5530281
CRC	2.02419	.6725695	3.01	0.003	.702666	3.345713
UI_index	.0102734	.0055295	1.86	0.064	-.0005914	.0211382
CRC_x_UI	.0186497	.0079497	2.35	0.019	.0030295	.0342699
sizeTA	.0259876	.0087365	2.97	0.003	.0088213	.0431538
DE	-.0080496	.0066456	-1.21	0.226	-.0211075	.0050083
LevA	-.017784	.0700848	-0.25	0.800	-.1554927	.1199246
Liq_w	.004488	.0027953	1.61	0.109	-.0010044	.0099803
GSALE	.004633	.007046	0.66	0.511	-.0092116	.0184777
lnAGE	-.0082912	.0034706	-2.39	0.017	-.0151106	-.0014718
year						
2011	.0235339	.0106794	2.20	0.028	.0025501	.0445177
2012	.0159655	.0086902	1.84	0.067	-.0011099	.0330408
2013	-.0022148	.0138628	-0.16	0.873	-.0294537	.0250242
2014	.0210047	.0064563	3.25	0.001	.0083187	.0336906
2015	.0196445	.0063938	3.07	0.002	.0070814	.0322075
2016	.012426	.006025	2.06	0.040	.0005876	.0242645
2017	.0056269	.0054554	1.03	0.303	-.0050924	.0163461
2018	.009096	.0054253	1.68	0.094	-.0015641	.0197561
2019	.0048044	.0042247	1.14	0.256	-.0034966	.0131054
2020	-.003626	.0049336	-0.73	0.463	-.0133199	.006068
2021	.0036196	.0048688	0.74	0.458	-.005947	.0131862
2023	-.0214728	.0061445	-3.49	0.001	-.033546	-.0093997
2024	-.0036293	.0047931	-0.76	0.449	-.0130472	.0057886
sector_id						
1	-.0821018	.0198859	-4.13	0.000	-.1211754	-.0430282
2	-.012407	.0107895	-1.15	0.251	-.0336071	.0087932
4	-.0099383	.0114856	-0.87	0.387	-.0325062	.0126297
5	-.023271	.0107278	-2.17	0.031	-.0443499	-.0021921
6	-.0351479	.011267	-3.12	0.002	-.0572862	-.0130095
7	-.0180538	.0133752	-1.35	0.178	-.0443346	.008227
8	-.017503	.0074541	-2.35	0.019	-.0321495	-.0028564
_cons	-.6380045	.2264053	-2.82	0.005	-1.082866	-.1931435

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(LevA GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA L.CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w lnAGE CRC_x_UI 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id 4.sector_id
    5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id 2010b.year 2011.year
    2012.year 2013.year 2014.year 2015.year 2016.year 2017.year 2018.year
    2019.year 2020.year 2021.year 2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA L.CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.45  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.55  Pr > z =  0.583
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(18)   =  30.72  Prob > chi2 =  0.031
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(18)   =  15.94  Prob > chi2 =  0.596
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và biến tương tác CRC5xUI (có biến giả ngưỡng 5%)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 49				Obs per group: min	=	4
F(23, 483)	=	134.51		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4778711	.0892219	5.36	0.000	.3025601	.6531821
CRC5	.1550623	.0932391	1.66	0.097	-.0281422	.3382667
UI_index	.0146224	.0065359	2.24	0.026	.00178	.0274648
CRC5_x_UI	.6928707	.4026505	1.72	0.086	-.0982924	1.484034
sizeTA	.001175	.0066045	0.18	0.859	-.011802	.014152
DE	-.0036624	.0091776	-0.40	0.690	-.0216954	.0143707
LevA	-.0196614	.0862991	-0.23	0.820	-.1892294	.1499066
Liq_w	.0010504	.0026029	0.40	0.687	-.0040639	.0061647
GSALE	.0002818	.0105972	0.03	0.979	-.0205404	.0211041
lnAGE	-.0031731	.0024437	-1.30	0.195	-.0079747	.0016286
year						
2011	.0042049	.0103492	0.41	0.685	-.0161301	.0245399
2012	.0043576	.0094011	0.46	0.643	-.0141146	.0228297
2013	-.0159726	.0111693	-1.43	0.153	-.0379189	.0059737
2014	.0179622	.0075215	2.39	0.017	.0031832	.0327412
2015	.0177659	.0069583	2.55	0.011	.0040937	.0314381
2016	.0071473	.006628	1.08	0.281	-.005876	.0201706
2017	.0027828	.0056064	0.50	0.620	-.0082332	.0137989
2018	.0102308	.0059269	1.73	0.085	-.0014149	.0218766
2019	.0077904	.0066324	1.17	0.241	-.0052415	.0208224
2020	.0025561	.0053951	0.47	0.636	-.0080448	.013157
2021	.008754	.0057384	1.53	0.128	-.0025213	.0200293
2023	-.009832	.0054261	-1.81	0.071	-.0204937	.0008296
2024	.0051613	.0055477	0.93	0.353	-.0057394	.0160619
_cons	.0200662	.1686988	0.12	0.905	-.311408	.3515405

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC5 Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.28  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.19  Pr > z =  0.852
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  22.37  Prob > chi2 =  0.614
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  28.34  Prob > chi2 =  0.293
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROS và biến tương tác CRCxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 6367
Time variable : year		Number of groups	= 484
Number of instruments = 44		Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 47.27	avg	= 13.15
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.1967932	.2096555	0.94	0.348	-.2151563	.6087426
CRC	2.99545	1.682601	1.78	0.076	-.310673	6.301572
UI_index	.0176237	.0105937	1.66	0.097	-.0031918	.0384391
CRC_x_UI	.0461052	.0220904	2.09	0.037	.0027001	.0895104
sizeTA	.0338197	.0173193	1.95	0.051	-.0002108	.0678501
DE	-.0136287	.0072824	-1.87	0.062	-.0279378	.0006805
LevA	.0890104	.138199	0.64	0.520	-.1825351	.3605558
Liq_w	.0268783	.008764	3.07	0.002	.0096579	.0440986
GSALE	.0082593	.029105	0.28	0.777	-.0489289	.0654474
lnAGE	-.0102067	.0070112	-1.46	0.146	-.0239828	.0035695
year						
2011	.0416424	.0331843	1.25	0.210	-.0235611	.1068458
2012	.0283414	.0215863	1.31	0.190	-.0140733	.070756
2013	.0020069	.0210339	0.10	0.924	-.0393224	.0433361
2014	.0468829	.0186309	2.52	0.012	.0102752	.0834905
2015	.0397762	.0166225	2.39	0.017	.0071149	.0724374
2016	.0327905	.0158774	2.07	0.039	.0015932	.0639877
2017	.0281069	.015403	1.82	0.069	-.0021582	.0583721
2018	.0365734	.015588	2.35	0.019	.0059447	.0672021
2019	.0407631	.0163084	2.50	0.013	.008719	.0728072
2020	.0205328	.01336	1.54	0.125	-.005718	.0467837
2021	.0350859	.0136729	2.57	0.011	.0082201	.0619517
2022	.0096702	.0187761	0.52	0.607	-.0272227	.0465631
2024	.019431	.0177988	1.09	0.276	-.0155417	.0544038
_cons	-.9484258	.4590569	-2.07	0.039	-1.850421	-.0464306

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.GSALE L2.sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROS_w CRC L2.UI_index L.LevA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.GSALE L2.sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROS_w CRC L2.UI_index L.LevA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.19  Pr > z =  0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.02  Pr > z =  0.981
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(20)   =  24.60  Prob > chi2 =  0.217
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(20)   =  17.22  Prob > chi2 =  0.639
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROE và biến tương tác CRCxUI

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6376
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 44				Obs per group: min	= 4
F(23, 483)	= 127.62			avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.4663915	.0736745	6.33	0.000	.3216294	.6111536
CRC	1.424454	.8345613	1.71	0.088	-.2153648	3.064274
UI_index	.0259471	.0083535	3.11	0.002	.0095334	.0423608
CRC_x_UI	.0350147	.0155691	2.25	0.025	.0044233	.0656062
sizeTA	-.0022506	.0046038	-0.49	0.625	-.0112965	.0067954
DE	-.0109792	.0078895	-1.39	0.165	-.0264813	.0045228
LevA	.1708914	.0943973	1.81	0.071	-.0145888	.3563715
Liq_w	.0047925	.0041532	1.15	0.249	-.003368	.012953
GSALE	.010909	.0127727	0.85	0.393	-.014188	.036006
lnAGE	-.0087098	.0044657	-1.95	0.052	-.0174845	.0000648
year						
2011	.0003969	.0121821	0.03	0.974	-.0235396	.0243334
2012	-.0086431	.0110241	-0.78	0.433	-.0303042	.0130179
2013	-.0374878	.0170968	-2.19	0.029	-.0710812	-.0038944
2014	.0259927	.0100898	2.58	0.010	.0061673	.0458181
2015	.016887	.0095362	1.77	0.077	-.0018505	.0356246
2016	.0173338	.0090401	1.92	0.056	-.000429	.0350965
2017	.0111119	.0085592	1.30	0.195	-.0057059	.0279297
2018	.0085482	.0085233	1.00	0.316	-.0081991	.0252955
2019	.0107044	.0077954	1.37	0.170	-.0046127	.0260214
2020	.0023194	.009332	0.25	0.804	-.0160169	.0206557
2021	.0169419	.0077178	2.20	0.029	.0017773	.0321065
2023	-.0228013	.009441	-2.42	0.016	-.0413518	-.0042507
2024	.0078804	.0086592	0.91	0.363	-.0091339	.0248947
_cons	.0626934	.1403143	0.45	0.655	-.2130085	.3383952

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.GSALE L.sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROE_w CRC L2.UI_index L.LevA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.GSALE L.sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROE_w CRC L2.UI_index L.LevA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -6.68  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -1.33  Pr > z =  0.184
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(20)   =  27.59  Prob > chi2 =  0.120
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(20)   =  16.34  Prob > chi2 =  0.695
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

ROA và 3 biến tương tác tổng hợp

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
Group variable: fid                             Number of obs      =      6376
Time variable : year                            Number of groups   =       484
Number of instruments = 63                      Obs per group: min =         4
F(27, 483)    =     79.94                                        avg =     13.17
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
```

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5129891	.0789132	6.50	0.000	.3579336	.6680446
CRA	-.9154038	.2557443	-3.58	0.000	-1.417913	-.412895
CRD	.5539398	.251532	2.20	0.028	.0597077	1.048172
CRC	1.134654	.4923574	2.30	0.022	.1672269	2.102081
UI_index	.0125968	.0089016	1.42	0.158	-.0048938	.0300874
CRA_x_UI	.0886555	.0352369	2.52	0.012	.0194189	.1578921
CRD_x_UI	-.1006498	.0345823	-2.91	0.004	-.1686002	-.0326994
CRC_x_UI	.0301789	.0134951	2.24	0.026	.0036625	.0566953
GSALE	-.0015603	.0075416	-0.21	0.836	-.0163786	.013258
DE	-.0001988	.0046318	-0.04	0.966	-.0092999	.0089022
LevA	-.1130385	.0712674	-1.59	0.113	-.253071	.0269941
Liq_w	-.002918	.0030752	-0.95	0.343	-.0089604	.0031245
sizeTA	.010831	.009359	1.16	0.248	-.0075584	.0292203
lnAGE	-.001226	.0030032	-0.41	0.683	-.007127	.0046749
year						
2011	.0114132	.0121942	0.94	0.350	-.012547	.0353734
2012	.0154561	.0110292	1.40	0.162	-.0062151	.0371273
2013	-.0136633	.0168923	-0.81	0.419	-.0468548	.0195282
2014	.0141003	.0079534	1.77	0.077	-.0015273	.0297279
2015	.0143001	.0080457	1.78	0.076	-.0015087	.030109
2016	.008457	.0063689	1.33	0.185	-.0040572	.0209712
2017	.0027546	.0062401	0.44	0.659	-.0095064	.0150157
2018	.0077631	.0057866	1.34	0.180	-.0036069	.019133
2019	.0111894	.0061116	1.83	0.068	-.0008193	.0231981
2020	.0038569	.006037	0.64	0.523	-.0080051	.0157188
2021	.0080247	.0053343	1.50	0.133	-.0024566	.018506
2023	-.007327	.0064692	-1.13	0.258	-.0200382	.0053841
2024	.0030697	.0052095	0.59	0.556	-.0071664	.0133057
_cons	-.2019126	.254743	-0.79	0.428	-.702454	.2986287

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.83  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.33  Pr > z =  0.743
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  25.33  Prob > chi2 =  0.885
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  34.03  Prob > chi2 =  0.515
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và 3 biến tương tác (có biến giả ngành)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	=	6376
Time variable : year				Number of groups	=	484
Number of instruments = 70				Obs per group: min	=	4
F(34, 483)	=	42.16		avg	=	13.17
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4785388	.0843698	5.67	0.000	.3127617	.644316
CRA	-.8519352	.282837	-3.01	0.003	-1.407678	-.2961922
CRD	.4368971	.2589419	1.69	0.092	-.0718946	.9456887
CRC	1.049259	.5587453	1.88	0.061	-.0486128	2.147131
UI_index	.0129298	.0095453	1.35	0.176	-.0058256	.0316852
CRA_x_UI	.0835235	.038476	2.17	0.030	.0079224	.1591245
CRD_x_UI	-.1044686	.0374328	-2.79	0.005	-.1780197	-.0309174
CRC_x_UI	.0239026	.0137252	1.74	0.082	-.0030659	.050871
GSALE	.0017096	.0078157	0.22	0.827	-.0136472	.0170665
DE	-.0009327	.0049476	-0.19	0.851	-.0106542	.0087887
LevA	-.1357563	.077091	-1.76	0.079	-.2872315	.0157188
Liq_w	-.0022388	.0035272	-0.63	0.526	-.0091693	.0046917
sizeTA	.0184936	.0130878	1.41	0.158	-.0072225	.0442097
lnAGE	-.0057296	.0038114	-1.50	0.133	-.0132186	.0017593
year						
2011	.0121914	.0139042	0.88	0.381	-.0151288	.0395116
2012	.0165348	.0124109	1.33	0.183	-.0078512	.0409208
2013	-.0112706	.0185497	-0.61	0.544	-.0477186	.0251774
2014	.0156906	.0091408	1.72	0.087	-.0022701	.0336514
2015	.0156096	.0087054	1.79	0.074	-.0014956	.0327147
2016	.0087927	.0067996	1.29	0.197	-.0045677	.0221531
2017	.0027522	.0070293	0.39	0.696	-.0110596	.016564
2018	.0086219	.0066027	1.31	0.192	-.0043516	.0215954
2019	.0125631	.0061713	2.04	0.042	.0004373	.0246889
2020	.0047894	.0061043	0.78	0.433	-.0072048	.0167836
2021	.0093488	.0054067	1.73	0.084	-.0012747	.0199724
2023	-.0066848	.0063402	-1.05	0.292	-.0191426	.005773
2024	.0022268	.0054804	0.41	0.685	-.0085415	.0129951
sector_id						
1	-.0719152	.0291878	-2.46	0.014	-.1292659	-.0145644
2	-.0150117	.014275	-1.05	0.294	-.0430605	.0130371
4	-.0097679	.01173	-0.83	0.405	-.0328161	.0132803
5	-.024448	.0145628	-1.68	0.094	-.0530623	.0041664
6	-.0173495	.0135802	-1.28	0.202	-.044033	.009334
7	-.0205448	.0154096	-1.33	0.183	-.050823	.0097333
8	-.0077265	.0094545	-0.82	0.414	-.0263035	.0108506
_cons	-.3709635	.3462534	-1.07	0.285	-1.051313	.3093855

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year 1.sector_id 2.sector_id 3b.sector_id
    4.sector_id 5.sector_id 6.sector_id 7.sector_id 8.sector_id
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.72  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.19  Pr > z =  0.846
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  18.63  Prob > chi2 =  0.989
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  30.02  Prob > chi2 =  0.707
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROA và 3 biến tương tác (có biến giả ngưỡng 5%)

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid			Number of obs	=	6376
Time variable : year			Number of groups	=	484
Number of instruments = 54			Obs per group: min	=	4
F(27, 483)	= 88.37		avg	=	13.17
Prob > F	= 0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.422187	.0939118	4.50	0.000	.2376609	.6067131
CRA5	-.1033207	.0391121	-2.64	0.009	-.1801715	-.0264699
CRD5	.0651357	.0257159	2.53	0.012	.0146068	.1156646
CRC5	.0757763	.0441367	1.72	0.087	-.0109472	.1624999
UI_index	.0002835	.0075718	0.04	0.970	-.0145942	.0151612
CRA5_x_UI	.1654281	.0979085	1.69	0.092	-.026951	.3578072
CRD5_x_UI	-.1623498	.0982567	-1.65	0.099	-.3554133	.0307137
CRC5_x_UI	.3458842	.2069859	1.67	0.095	-.0608198	.7525881
GSALE	.0010489	.0100224	0.10	0.917	-.0186439	.0207418
DE	-.0015308	.0031429	-0.49	0.626	-.0077062	.0046446
LevA	-.0115025	.0507909	-0.23	0.821	-.1113009	.088296
Liq_w	.001973	.0024725	0.80	0.425	-.0028853	.0068312
sizeTA	-.0089385	.0099067	-0.90	0.367	-.0284041	.0105271
lnAGE	-.0021043	.0026778	-0.79	0.432	-.0073659	.0031573
year						
2011	-.0060274	.0114447	-0.53	0.599	-.0285149	.0164601
2012	.0008195	.010599	0.08	0.938	-.0200064	.0216453
2013	.0012845	.0121064	0.11	0.916	-.0225032	.0250723
2014	.004037	.0084085	0.48	0.631	-.0124846	.0205587
2015	.0080451	.0079259	1.02	0.311	-.0075283	.0236186
2016	.0041044	.0075332	0.54	0.586	-.0106975	.0189062
2017	.0001909	.006781	0.03	0.978	-.0131331	.0135148
2018	.0049282	.0059521	0.83	0.408	-.0067671	.0166235
2019	.0036426	.0065278	0.56	0.577	-.0091839	.0164691
2020	.0003528	.0055856	0.06	0.950	-.0106223	.0113279
2021	.010197	.0052746	1.93	0.054	-.0001669	.020561
2023	-.0052091	.0054507	-0.96	0.340	-.0159191	.0055009
2024	.002983	.0047956	0.62	0.534	-.0064397	.0124058
_cons	.2986727	.2705843	1.10	0.270	-.2329951	.8303405

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA5 L.CRA5_x_UI L2.CRD5_x_UI L.CRC5_x_UI L.GSALE DE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L.UI_index L2.LevA) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC5 CRD5 Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA5 L.CRA5_x_UI L2.CRD5_x_UI L.CRC5_x_UI L.GSALE DE) collapsed
    DL.(L.ROA L.UI_index L2.LevA) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.34  Pr > z =  0.019
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.59  Pr > z =  0.556
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  15.13  Prob > chi2 =  0.955
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  20.34  Prob > chi2 =  0.775
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROS và 3 biến tương tác

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 5909
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 41				Obs per group: min	= 3
F(26, 483)	= 26.01			avg	= 12.21
Prob > F	= 0.000			max	= 13

ROS_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROS_w						
L1.	.1311224	.2139969	0.61	0.540	-.2893575	.5516024
CRA	-3.200131	1.696669	-1.89	0.060	-6.533895	.1336323
CRD	2.780899	1.255323	2.22	0.027	.3143316	5.247467
CRC	1.313464	2.471535	0.53	0.595	-3.542825	6.169752
UI_index	.0072445	.0328945	0.22	0.826	-.0573896	.0718785
CRA_x_UI	.4295512	.2317215	1.85	0.064	-.0257554	.8848578
CRD_x_UI	-.5728466	.233619	-2.45	0.015	-1.031882	-.1138114
CRC_x_UI	.0885739	.044364	2.00	0.046	.0014036	.1757441
sizeTA	.0616267	.042123	1.46	0.144	-.0211402	.1443937
DE	.0068796	.0072422	0.95	0.343	-.0073505	.0211097
LevA	-.1851922	.1611523	-1.15	0.251	-.5018384	.131454
Liq_w	.033256	.0168243	1.98	0.049	.0001982	.0663137
GSALE	-.0104173	.0354434	-0.29	0.769	-.0800595	.0592249
lnAGE	-.0076861	.0100541	-0.76	0.445	-.0274412	.012069
year						
2011	0	(omitted)				
2012	.0440323	.0422514	1.04	0.298	-.0389869	.1270516
2013	.0078889	.0610423	0.13	0.897	-.1120523	.1278302
2014	.0177845	.0385125	0.46	0.644	-.0578882	.0934573
2015	.021917	.0365855	0.60	0.549	-.0499693	.0938034
2016	.0123792	.0355633	0.35	0.728	-.0574986	.0822571
2017	.0010026	.0377422	0.03	0.979	-.0731566	.0751618
2018	.0133185	.0251159	0.53	0.596	-.0360315	.0626685
2019	.0325818	.02095	1.56	0.121	-.0085826	.0737462
2020	.0071995	.0181856	0.40	0.692	-.0285332	.0429322
2021	.0216997	.0184858	1.17	0.241	-.0146228	.0580221
2022	-.0294747	.0242082	-1.22	0.224	-.0770411	.0180916
2024	-.0080118	.0168278	-0.48	0.634	-.0410767	.025053
_cons	-1.600307	1.161882	-1.38	0.169	-3.883274	.6826599

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.Liq_w CRD_x_UI CRA_x_UI L2.CRC) collapsed
    L(2/3).(L2.ROS_w L.GSALE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.CRA CRC_x_UI L.UI_index L.DE L.LevA lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year
    2013.year 2014.year 2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year
    2020.year 2021.year 2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.Liq_w CRD_x_UI CRA_x_UI L2.CRC) collapsed
    DL.(L2.ROS_w L.GSALE) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.08  Pr > z =  0.002
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -1.10  Pr > z =  0.271
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(13)   =  14.10  Prob > chi2 =  0.367
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(13)   =  14.89  Prob > chi2 =  0.314
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Robustness ROE và 3 biến tương tác

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid				Number of obs	= 6376
Time variable : year				Number of groups	= 484
Number of instruments = 55				Obs per group: min	= 4
F(27, 483)	= 172.31			avg	= 13.17
Prob > F	= 0.000			max	= 14

ROE_w	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROE_w						
L1.	.6604858	.091637	7.21	0.000	.4804294	.8405422
CRA	-1.169853	.6549823	-1.79	0.075	-2.45682	.1171138
CRD	1.171856	.6129923	1.91	0.057	-.0326054	2.376317
CRC	.0821092	.9884617	0.08	0.934	-1.860107	2.024325
UI_index	.0271288	.015186	1.79	0.075	-.0027101	.0569676
CRA_x_UI	.2359023	.111272	2.12	0.035	.0172653	.4545392
CRD_x_UI	-.292546	.1186204	-2.47	0.014	-.5256217	-.0594702
CRC_x_UI	.1004376	.0595478	1.69	0.092	-.0165671	.2174423
GSALE	-.010097	.0352383	-0.29	0.775	-.0793362	.0591423
DE	.0155628	.0093549	1.66	0.097	-.0028186	.0339441
LevA	-.2543805	.208135	-1.22	0.222	-.6633424	.1545815
Liq_w	-.0049725	.0071059	-0.70	0.484	-.0189348	.0089898
sizeTA	.0382174	.0234653	1.63	0.104	-.0078894	.0843242
lnAGE	-.0043743	.0048972	-0.89	0.372	-.0139968	.0052481
year						
2011	.0331129	.0294154	1.13	0.261	-.0246851	.0909109
2012	.0383149	.0258108	1.48	0.138	-.0124005	.0890302
2013	.0051309	.0350065	0.15	0.884	-.0636529	.0739147
2014	.0558077	.020086	2.78	0.006	.016341	.0952744
2015	.0518769	.0203924	2.54	0.011	.0118082	.0919456
2016	.0388058	.0157096	2.47	0.014	.0079381	.0696735
2017	.0356457	.01357	2.63	0.009	.0089822	.0623093
2018	.0329512	.0118071	2.79	0.005	.0097515	.0561509
2019	.033399	.0121997	2.74	0.006	.0094281	.05737
2020	.0254255	.0151487	1.68	0.094	-.0043401	.0551911
2021	.0387704	.0096887	4.00	0.000	.0197332	.0578075
2023	-.0015717	.0146493	-0.11	0.915	-.030356	.0272126
2024	.0241436	.0100526	2.40	0.017	.0043914	.0438959
_cons	-.9243914	.6011497	-1.54	0.125	-2.105583	.2568001

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(CRA CRA_x_UI CRD_x_UI CRC_x_UI L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L.ROE_w UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w L.DE lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRA_x_UI CRD_x_UI CRC_x_UI L.sizeTA) collapsed
    DL.(L.ROE_w UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.67  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.44  Pr > z =  0.662
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(27)   =  34.72  Prob > chi2 =  0.146
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(27)   =  29.85  Prob > chi2 =  0.321
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

PL2.11. Phân tích độ nhạy theo ngành (Mô hình II)

Kênh riêng CRAxUI

(1)Loại ngành Bất động sản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 1
====================================
  5,934
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5095
Time variable : year				Number of groups	=	418
Number of instruments = 49				Obs per group: min	=	3
F(22, 417)	=	89.60		avg	=	12.19
Prob > F	=	0.000		max	=	13

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5307965	.0920375	5.77	0.000	.3498812	.7117118
CRA	-.371071	.2396652	-1.55	0.122	-.8421735	.1000316
UI_index	.0256423	.0220485	1.16	0.245	-.0176978	.0689823
CRA_x_UI	-.0216602	.0557231	-0.39	0.698	-.1311933	.087873
sizeTA	-.0069786	.005431	-1.28	0.200	-.0176541	.0036969
DE	-.0119862	.0097894	-1.22	0.221	-.031229	.0072565
LevA	.1078819	.0929289	1.16	0.246	-.0747857	.2905494
Liq_w	-.0001629	.0058449	-0.03	0.978	-.0116519	.0113262
GSALE	-.0061015	.0133327	-0.46	0.647	-.0323092	.0201062
lnAGE	-.0011806	.0028266	-0.42	0.676	-.0067367	.0043756
year						
2011	0	(omitted)				
2012	-.0014117	.0098391	-0.14	0.886	-.0207521	.0179287
2013	.0072992	.0086355	0.85	0.398	-.0096753	.0242737
2014	.013888	.0077656	1.79	0.074	-.0013766	.0291527
2015	.0124316	.0076673	1.62	0.106	-.0026397	.0275029
2016	.0060938	.0075722	0.80	0.421	-.0087906	.0209782
2017	-.0004762	.0105401	-0.05	0.964	-.0211946	.0202421
2018	.012211	.0052907	2.31	0.021	.0018113	.0226107
2019	.0096313	.0049897	1.93	0.054	-.0001768	.0194395
2020	.0053274	.0044724	1.19	0.234	-.003464	.0141188
2021	.0162407	.0053206	3.05	0.002	.0057821	.0266992
2022	.0080231	.0079151	1.01	0.311	-.0075353	.0235815
2024	.0111391	.0050103	2.22	0.027	.0012905	.0209876
_cons	.2093304	.1492556	1.40	0.162	-.0840567	.5027175

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(L.sizeTA L.LevA GSALE) collapsed
    L(2/5).(L.ROA L.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L2.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA L.LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.32  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.49  Pr > z =  0.624
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  50.17  Prob > chi2 =  0.002
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  31.50  Prob > chi2 =  0.173
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(2)Loại ngành Điện, nước & xăng dầu khí đốt

```
====================================
Loai nganh sector_id = 2
====================================
  6,135
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5702
Time variable : year                            Number of groups   =       432
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 431)    =     67.09                                        avg =     13.20
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |               Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
          L1.|    .4650897   .0983276     4.73   0.000     .2718285     .658351
             |
         CRA |   -.4844384   .2199676    -2.20   0.028     -.916781   -.0520958
    UI_index |    .0131239    .007028     1.87   0.063    -.0006895    .0269373
    CRA_x_UI |   -.0373752   .0233251    -1.60   0.110    -.0832204    .0084699
      sizeTA |    .0065183   .0063026     1.03   0.302    -.0058695     .018906
          DE |   -.0100034   .0073177    -1.37   0.172    -.0243863    .0043794
        LevA |    .0993059   .0762856     1.30   0.194    -.0506322    .2492439
        Liq_w |    .0027723   .0038713     0.72   0.474    -.0048367    .0103812
       GSALE |   -.0019959   .0119194    -0.17   0.867    -.0254234    .0214315
       lnAGE |   -.0010485   .0029444    -0.36   0.722    -.0068357    .0047387
             |
        year |
        2011 |    .0015193   .0109354     0.14   0.890    -.0199741    .0230126
        2012 |     .010152   .0090941     1.12   0.265    -.0077222    .0280262
        2013 |   -.0021377   .0132956    -0.16   0.872    -.0282699    .0239946
        2014 |    .0148225    .006468     2.29   0.022     .0021097    .0275353
        2015 |     .017885   .0066695     2.68   0.008     .0047762    .0309938
        2016 |    .0085342   .0068332     1.25   0.212    -.0048962    .0219647
        2017 |   -.0001209   .0074315    -0.02   0.987    -.0147275    .0144857
        2018 |    .0079544   .0054153     1.47   0.143    -.0026894    .0185982
        2019 |    .0056644   .0054229     1.04   0.297    -.0049942     .016323
        2020 |    .0047923   .0056893     0.84   0.400      -.00639    .0159745
        2021 |    .0107838   .0053403     2.02   0.044     .0002875    .0212801
        2023 |   -.0054537   .0058752    -0.93   0.354    -.0170014    .0060939
        2024 |     .000162   .0059439     0.03   0.978    -.0115207    .0118446
             |
       _cons |   -.1668833   .1718354    -0.97   0.332    -.5046229    .1708563
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.01  Pr > z =  0.003
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.54  Pr > z =  0.586
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  15.97  Prob > chi2 =  0.916
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  29.72  Prob > chi2 =  0.235
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(4) Loại ngành Hàng & Dịch vụ Công nghiệp

```
====================================
Loai nganh sector_id = 3
====================================
  5,549
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5154
Time variable : year                            Number of groups   =       393
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 392)    =     49.16                                      avg =     13.11
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .5084971   .0978145     5.20   0.000     .3161904    .7008037
             |
         CRA |  -.3856889   .2871882    -1.34   0.180    -.9503107    .1789328
    UI_index |   .0144613   .0065402     2.21   0.028      .001603    .0273197
    CRA_x_UI |    -.03435   .0274805    -1.25   0.212    -.0883777    .0196777
      sizeTA |   .0084936   .0102727     0.83   0.409    -.0117028      .02869
          DE |  -.0019253   .0079056    -0.24   0.808    -.0174681    .0136175
        LevA |   .0370846   .0800715     0.46   0.644    -.1203388     .194508
       Liq_w |   .0065361   .0051294     1.27   0.203    -.0035484    .0166207
       GSALE |  -.0006897   .0103619    -0.07   0.947    -.0210615    .0196821
       lnAGE |   .0008025   .0035367     0.23   0.821    -.0061508    .0077558
             |
        year |
        2011 |   .0128333   .0171395     0.75   0.454    -.0208636    .0465302
        2012 |   .0202275   .0125149     1.62   0.107    -.0043772    .0448323
        2013 |  -.0005642   .0188349    -0.03   0.976    -.0375943    .0364658
        2014 |    .023768    .009509     2.50   0.013     .0050729    .0424631
        2015 |   .0233222    .009165     2.54   0.011     .0053034     .041341
        2016 |   .0197654   .0078203     2.53   0.012     .0043905    .0351403
        2017 |   .0216266   .0077637     2.79   0.006     .0063629    .0368903
        2018 |   .0167898   .0070496     2.38   0.018       .00293    .0306496
        2019 |   .0174646   .0061473     2.84   0.005     .0053788    .0295505
        2020 |   .0113442   .0054556     2.08   0.038     .0006183      .02207
        2021 |   .0193496   .0049038     3.95   0.000     .0097086    .0289906
        2022 |   .0023155   .0058046     0.40   0.690    -.0090965    .0137275
        2024 |    .009295   .0042752     2.17   0.030     .0008897    .0177002
             |
       _cons |  -.2339361   .2758117    -0.85   0.397    -.7761912    .3083191
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.29  Pr > z =  0.022
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.78  Pr > z =  0.438
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  17.85  Prob > chi2 =  0.849
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  29.21  Prob > chi2 =  0.255
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(5) Loại ngành Hàng cá nhân & Gia dụng

```
====================================
Loai nganh sector_id = 4
====================================
  6,456
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5999
Time variable : year                            Number of groups   =       455
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 454)    =     97.67                                        avg =     13.18
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .4870426   .1032034     4.72   0.000      .284227    .6898582
             |
         CRA |   -.3333489   .3343299    -1.00   0.319     -.990375    .3236771
    UI_index |    .0124614   .0067395     1.85   0.065    -.0007831     .025706
    CRA_x_UI |   -.0375275   .0247522    -1.52   0.130    -.0861707    .0111157
      sizeTA |    .0062401    .006587     0.95   0.344    -.0067047     .019185
          DE |   -.0072451   .0054592    -1.33   0.185    -.0179736    .0034834
        LevA |     .056298   .0742817     0.76   0.449    -.0896807    .2022766
       Liq_w |    .0022613    .003552     0.64   0.525    -.0047191    .0092417
       GSALE |   -.0022627   .0117336    -0.19   0.847    -.0253215    .0207962
       lnAGE |   -.0005912   .0028012    -0.21   0.833    -.0060961    .0049137
             |
        year |
        2011 |    .0005851   .0130212     0.04   0.964    -.0250042    .0261743
        2012 |    .0081331   .0091404     0.89   0.374    -.0098295    .0260958
        2013 |   -.0052943   .0132209    -0.40   0.689    -.0312761    .0206876
        2014 |     .011893   .0066263     1.79   0.073    -.0011289     .024915
        2015 |    .0116431   .0069377     1.68   0.094     -.001991    .0252771
        2016 |    .0053622   .0067316     0.80   0.426    -.0078668    .0185911
        2017 |   -.0016228    .006968    -0.23   0.816    -.0153164    .0120707
        2018 |    .0065185   .0052599     1.24   0.216    -.0038184    .0168554
        2019 |    .0015415   .0058936     0.26   0.794    -.0100407    .0131237
        2020 |   -.0003985   .0055692    -0.07   0.943    -.0113431    .0105462
        2021 |    .0071818   .0047953     1.50   0.135    -.0022419    .0166054
        2023 |   -.0084497   .0057969    -1.46   0.146    -.0198418    .0029424
        2024 |   -.0022442    .005094    -0.44   0.660    -.0122548    .0077665
             |
       _cons |   -.1456867   .1764374    -0.83   0.409     -.492422    .2010486
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.84  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.57  Pr > z =  0.570
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  19.48  Prob > chi2 =  0.773
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  26.35  Prob > chi2 =  0.389
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(5)Loại ngành Hóa chất

```
====================================
Loai nganh sector_id = 5
====================================
  6,396
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5946
Time variable : year                            Number of groups   =       448
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 447)    =     93.91                                        avg =     13.27
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
          L1.|      .61538   .1086646     5.66   0.000     .4018231     .828937
             |
         CRA |    -.518592   .3581294    -1.45   0.148    -1.222419    .1852345
    UI_index |     .0173848  .0117545     1.48   0.140    -.0057162    .0404857
    CRA_x_UI |   -.0428677   .0276908    -1.55   0.122    -.0972881    .0115527
      sizeTA |    .0061436   .0091511     0.67   0.502     -.011841    .0241282
          DE |   -.0052202   .0062857    -0.83   0.407    -.0175734     .007133
        LevA |    .0852794   .0871381     0.98   0.328    -.0859717    .2565306
        Liq_w |  -.0011547   .0045126    -0.26   0.798    -.0100234    .0077139
       GSALE |   -.0163243   .0147759    -1.10   0.270    -.0453631    .0127146
       lnAGE |   -.0010829   .0029746    -0.36   0.716    -.0069289    .0047631
             |
        year |
        2011 |   -.0085525   .0166594    -0.51   0.608     -.041293     .024188
        2012 |   -.0010823    .011155    -0.10   0.923    -.0230051    .0208404
        2013 |   -.0131137   .0247906    -0.53   0.597    -.0618343    .0356069
        2014 |    .0089632   .0091003     0.98   0.325    -.0089214    .0268479
        2015 |    .0106495   .0085044     1.25   0.211    -.0060641    .0273631
        2016 |   -.0017545   .0088561    -0.20   0.843    -.0191593    .0156503
        2017 |    -.005224    .008975    -0.58   0.561    -.0228623    .0124144
        2018 |    .0032397   .0065374     0.50   0.620    -.0096082    .0160876
        2019 |    .0015417   .0058086     0.27   0.791    -.0098737    .0129572
        2020 |   -.0034978   .0060291    -0.58   0.562    -.0153467    .0083512
        2021 |    .0075538   .0054691     1.38   0.168    -.0031945    .0183021
        2023 |    -.008647   .0064908    -1.33   0.183    -.0214033    .0041093
        2024 |   -.0003611   .0063606    -0.06   0.955    -.0128616    .0121393
             |
       _cons |   -.1499174   .2466774    -0.61   0.544    -.6347089     .334874
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.66  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.86  Pr > z =  0.388
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  13.60  Prob > chi2 =  0.968
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  22.13  Prob > chi2 =  0.628
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(6)Loại ngành Tài nguyên Cơ bản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 6
====================================
  6,140
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5705
Time variable : year                            Number of groups   =       433
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 432)    =    106.51                                      avg =     13.18
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .5941518   .0943672     6.30   0.000     .4086759    .7796278
             |
         CRA |  -.4685664    .264132    -1.77   0.077      -.98771    .0505772
    UI_index |   .0143377   .0066113     2.17   0.031     .0013434     .027332
    CRA_x_UI |  -.0290578   .0202305    -1.44   0.152    -.0688202    .0107047
      sizeTA |   .0063498   .0095207     0.67   0.505    -.0123628    .0250625
          DE |  -.0035265   .0080714    -0.44   0.662    -.0193907    .0123377
        LevA |    .053413   .0530246     1.01   0.314    -.0508052    .1576312
        Liq_w |   .0002317   .0042727     0.05   0.957    -.0081661    .0086295
       GSALE |  -.0031019   .0130637    -0.24   0.812    -.0287782    .0225744
       lnAGE |   -.001174   .0025696    -0.46   0.648    -.0062245    .0038765
             |
        year |
        2011 |   -.007742   .0159106    -0.49   0.627    -.0390139    .0235299
        2012 |   .0023155   .0109204     0.21   0.832    -.0191483    .0237792
        2013 |  -.0143454   .0169405    -0.85   0.398    -.0476414    .0189507
        2014 |   .0089657   .0088525     1.01   0.312    -.0084336     .026365
        2015 |    .008074   .0087893     0.92   0.359    -.0092012    .0253492
        2016 |  -.0021127   .0075096    -0.28   0.779    -.0168727    .0126473
        2017 |  -.0037566   .0067193    -0.56   0.576    -.0169632    .0094501
        2018 |   .0018029   .0056718     0.32   0.751    -.0093448    .0129506
        2019 |   .0032145   .0061119     0.53   0.599    -.0087984    .0152273
        2020 |  -.0032566   .0054328    -0.60   0.549    -.0139346    .0074215
        2021 |   .0025871    .004789     0.54   0.589    -.0068254    .0119997
        2023 |  -.0095955   .0066687    -1.44   0.151    -.0227027    .0035117
        2024 |  -.0016928   .0060322    -0.28   0.779    -.0135489    .0101633
             |
       _cons |  -.1463667   .2664562    -0.55   0.583    -.6700785     .377345
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.74  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.10  Pr > z =  0.270
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  14.59  Prob > chi2 =  0.951
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  17.40  Prob > chi2 =  0.867
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(7)Loại ngành Thực phẩm và đồ uống

```
====================================
Loai nganh sector_id = 7
====================================
  6,216
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5775
Time variable : year				Number of groups	=	439
Number of instruments = 49				Obs per group: min	=	4
F(23, 438)	=	92.67		avg	=	13.15
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5689141	.0927786	6.13	0.000	.3865674	.7512607
CRA	-.6029768	.2568869	-2.35	0.019	-1.107861	-.0980926
UI_index	.0182769	.0069409	2.63	0.009	.0046353	.0319185
CRA_x_UI	-.0303289	.0165176	-1.84	0.067	-.0627925	.0021348
sizeTA	.0003509	.0071517	0.05	0.961	-.013705	.0144068
DE	-.005982	.0075251	-0.79	0.427	-.0207717	.0088077
LevA	.1041589	.0652398	1.60	0.111	-.024063	.2323809
Liq_w	.0019684	.0039739	0.50	0.621	-.0058418	.0097787
GSALE	-.0128329	.0121435	-1.06	0.291	-.0366996	.0110339
lnAGE	-.0015587	.0026532	-0.59	0.557	-.0067732	.0036559
year						
2011	-.0108384	.0146033	-0.74	0.458	-.0395397	.0178628
2012	.0049322	.0105003	0.47	0.639	-.0157049	.0255694
2013	-.0172154	.0160471	-1.07	0.284	-.0487543	.0143235
2014	.0139649	.0082509	1.69	0.091	-.0022514	.0301812
2015	.0131603	.008032	1.64	0.102	-.0026257	.0289463
2016	.0042438	.0079785	0.53	0.595	-.0114372	.0199247
2017	.0015547	.0076822	0.20	0.840	-.0135439	.0166533
2018	.0074654	.0072912	1.02	0.306	-.0068647	.0217955
2019	.0085796	.0048228	1.78	0.076	-.0008991	.0180584
2020	.0062999	.0047439	1.33	0.185	-.0030236	.0156235
2021	.0176311	.0057649	3.06	0.002	.0063008	.0289615
2022	.0057007	.0060246	0.95	0.345	-.00614	.0175414
2024	.0071935	.0047086	1.53	0.127	-.0020607	.0164477
_cons	-.0049819	.1935335	-0.03	0.979	-.3853516	.3753878

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.51  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.52  Pr > z =  0.601
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  13.50  Prob > chi2 =  0.970
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  21.50  Prob > chi2 =  0.665
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(8)Loại ngành Xây dựng và Vật liệu

```
====================================
Loai nganh sector_id = 8
====================================
  5,208
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      4837
Time variable : year                            Number of groups   =       370
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 369)    =    105.64                                      avg =     13.07
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |               Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .4871419   .0912644     5.34   0.000     .3076783    .6666055
             |
         CRA |    -.203538   .1984197    -1.03   0.306    -.5937132    .1866372
    UI_index |    .0101661   .0062457     1.63   0.104    -.0021156    .0224478
    CRA_x_UI |   -.0202921   .0290437    -0.70   0.485    -.0774041    .0368198
      sizeTA |    .0062183   .0117805     0.53   0.598     -.016947    .0293836
          DE |   -.0082793   .0080519    -1.03   0.305    -.0241125     .007554
        LevA |    .0167314   .0686412     0.24   0.808    -.1182455    .1517084
        Liq_w |    .0025528   .0040391     0.63   0.528    -.0053898    .0104954
       GSALE |   -.0023756   .0117779    -0.20   0.840    -.0255358    .0207846
       lnAGE |   -.0024479   .0028532    -0.86   0.391    -.0080585    .0031628
             |
        year |
        2011 |    .0039178   .0125141     0.31   0.754      -.02069    .0285256
        2012 |    .0063735   .0113454     0.56   0.575    -.0159362    .0286832
        2013 |    -.006672   .0160807    -0.41   0.678    -.0382932    .0249493
        2014 |    .0114913   .0085534     1.34   0.180    -.0053282    .0283108
        2015 |    .0117307   .0078659     1.49   0.137    -.0037369    .0271983
        2016 |    .0068289   .0073343     0.93   0.352    -.0075934    .0212512
        2017 |    .0014483   .0062965     0.23   0.818    -.0109332    .0138298
        2018 |    .0085396   .0054536     1.57   0.118    -.0021845    .0192637
        2019 |    .0003538   .0053456     0.07   0.947    -.0101578    .0108654
        2020 |   -.0002703    .005616    -0.05   0.962    -.0113137     .010773
        2021 |    .0101986   .0056369     1.81   0.071    -.0008859     .021283
        2023 |   -.0084785   .0064449    -1.32   0.189    -.0211518    .0041947
        2024 |   -.0023056   .0056653    -0.41   0.684    -.0134459    .0088347
             |
       _cons |   -.1261225   .3309673    -0.38   0.703    -.7769411     .524696
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    L(2/4).(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.sizeTA LevA GSALE) collapsed
    DL.(L.ROA L2.CRA UI_index CRA_x_UI) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.58  Pr > z =  0.010
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.08  Pr > z =  0.282
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  28.78  Prob > chi2 =  0.273
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  25.61  Prob > chi2 =  0.429
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

Phân tích độ nhạy theo ngành - kênh riêng CRDxUI

(1)Loại ngành Bất động sản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 1
====================================
  5,934
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid		Number of obs	= 5514
Time variable : year		Number of groups	= 418
Number of instruments = 49		Obs per group: min	= 4
F(23, 417)	= 291.53	avg	= 13.19
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.8373868	.0956138	8.76	0.000	.6494418	1.025332
CRD	.0223952	.1425906	0.16	0.875	-.2578907	.3026812
UI_index	.0171662	.0198728	0.86	0.388	-.0218972	.0562296
CRD_x_UI	-.0090848	.0661789	-0.14	0.891	-.1391705	.1210009
sizeTA	-.0087646	.0057688	-1.52	0.129	-.0201042	.0025751
DE	.0017875	.0066064	0.27	0.787	-.0111986	.0147736
LevA	.0255069	.0730738	0.35	0.727	-.118132	.1691458
Liq_w	.001645	.0023148	0.71	0.478	-.0029052	.0061952
GSALE	.0037096	.0106591	0.35	0.728	-.0172427	.0246618
lnAGE	-.0012258	.0017362	-0.71	0.481	-.0046387	.0021871
year						
2011	-.0150784	.0100937	-1.49	0.136	-.0349192	.0047624
2012	-.0114198	.009104	-1.25	0.210	-.0293153	.0064757
2013	-.0002113	.0095476	-0.02	0.982	-.0189788	.0185561
2014	.008936	.0080944	1.10	0.270	-.0069749	.0248469
2015	.0118886	.0074635	1.59	0.112	-.0027823	.0265594
2016	-.0029632	.0072273	-0.41	0.682	-.0171696	.0112433
2017	-.0018158	.0086801	-0.21	0.834	-.018878	.0152464
2018	.0017962	.0075254	0.24	0.811	-.0129962	.0165887
2019	.0011548	.0074968	0.15	0.878	-.0135815	.0158912
2020	.0018157	.0068413	0.27	0.791	-.011632	.0152635
2021	.0106936	.005854	1.83	0.068	-.0008134	.0222005
2023	-.0047298	.0065691	-0.72	0.472	-.0176424	.0081828
2024	.0111901	.0070933	1.58	0.115	-.002753	.0251331
_cons	.236333	.1380699	1.71	0.088	-.0350668	.5077328

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA L2.CRD_x_UI L2.CRD L2.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L2.CRD_x_UI L2.CRD L2.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.11  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.25  Pr > z =  0.211
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  28.52  Prob > chi2 =  0.285
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  23.44  Prob > chi2 =  0.552
```

(2)Loại ngành Điện, nước & xăng dầu khí đốt

```
====================================
Loại ngành sector_id = 2
====================================
  6,135
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5702
Time variable : year                            Number of groups   =       432
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 431)    =    113.23                                      avg =     13.20
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .6636789   .1025869     6.47   0.000     .4620461    .8653116
             |
         CRD |    .0659369    .186544     0.35   0.724    -.3007122     .432586
    UI_index |    .0109961   .0066373     1.66   0.098    -.0020494    .0240416
    CRD_x_UI |   -.0216353   .0252034    -0.86   0.391    -.0711723    .0279016
      sizeTA |    .0080993   .0114308     0.71   0.479    -.0143676    .0305663
          DE |   -.0107654   .0107379    -1.00   0.317    -.0318707    .0103398
        LevA |    .1032859   .1273407     0.81   0.418    -.1470001    .3535719
        Liq_w |    .0060341   .0053073     1.14   0.256    -.0043973    .0164654
       GSALE |    .0081932   .0130571     0.63   0.531    -.0174704    .0338568
       lnAGE |   -.0017684   .0028364    -0.62   0.533    -.0073434    .0038065
             |
        year |
        2011 |    .0055352   .0109712     0.50   0.614    -.0160286     .027099
        2012 |     .007744   .0095643     0.81   0.419    -.0110545    .0265426
        2013 |   -.0001896   .0141687    -0.01   0.989    -.0280379    .0276587
        2014 |    .0196501   .0077023     2.55   0.011     .0045113     .034789
        2015 |    .0250385   .0077403     3.23   0.001     .0098252    .0402518
        2016 |    .0086131   .0061873     1.39   0.165     -.003548    .0207742
        2017 |    .0041466   .0055125     0.75   0.452    -.0066881    .0149812
        2018 |    .0088544    .005127     1.73   0.085    -.0012227    .0189314
        2019 |    .0038464    .005088     0.76   0.450    -.0061539    .0138467
        2020 |    .0049277   .0054899     0.90   0.370    -.0058626     .015718
        2021 |    .0118914    .005156     2.31   0.022     .0017575    .0220254
        2023 |   -.0082009   .0067429    -1.22   0.225     -.021454    .0050522
        2024 |    .0049769   .0066171     0.75   0.452    -.0080289    .0179827
             |
       _cons |   -.2538231   .3214909    -0.79   0.430    -.8857081     .378062
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.70  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.04  Pr > z =  0.296
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  23.36  Prob > chi2 =  0.556
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  23.27  Prob > chi2 =  0.562
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(3)Loại ngành Hàng & Dịch vụ Công nghiệp

```
====================================
Loại ngành sector_id = 3
====================================
  5,549
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5154
Time variable : year                            Number of groups   =       393
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 392)    =     75.49                                        avg =     13.11
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .6148558    .119368     5.15   0.000     .3801742    .8495373
             |
         CRD |    .0964908    .142952     0.67   0.500    -.1845577    .3775393
    UI_index |    .0073121   .0056503     1.29   0.196    -.0037967    .0184208
    CRD_x_UI |   -.0159424   .0125825    -1.27   0.206    -.0406802    .0087953
      sizeTA |    .0048597   .0070448     0.69   0.491    -.0089907      .01871
          DE |     .000759   .0124142     0.06   0.951    -.0236477    .0251657
        LevA |   -.0130195   .1245032    -0.10   0.917    -.2577969     .231758
        Liq_w |    .0020571    .004469     0.46   0.646    -.0067292    .0108434
       GSALE |    -.003806   .0094671    -0.40   0.688    -.0224186    .0148065
       lnAGE |   -.0009586   .0029085    -0.33   0.742    -.0066767    .0047595
             |
        year |
        2011 |    .0131536   .0092161     1.43   0.154    -.0049656    .0312728
        2012 |    .0106148   .0069441     1.53   0.127    -.0030375    .0242671
        2013 |    .0041595   .0131527     0.32   0.752    -.0216992    .0300182
        2014 |    .0233288   .0058041     4.02   0.000     .0119178    .0347398
        2015 |    .0280249   .0060881     4.60   0.000     .0160554    .0399944
        2016 |    .0189246   .0054643     3.46   0.001     .0081816    .0296677
        2017 |    .0233621   .0054437     4.29   0.000     .0126596    .0340645
        2018 |    .0161478   .0050014     3.23   0.001     .0063149    .0259806
        2019 |    .0161904   .0038431     4.21   0.000     .0086348    .0237459
        2020 |    .0096912   .0036382     2.66   0.008     .0025385     .016844
        2021 |    .0222447   .0043266     5.14   0.000     .0137384    .0307509
        2022 |    .0090843   .0054519     1.67   0.096    -.0016342    .0198028
        2024 |    .0136622   .0044105     3.10   0.002      .004991    .0223334
             |
       _cons |    -.125091   .1941072    -0.64   0.520    -.5067123    .2565303
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.66  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.26  Pr > z =  0.207
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  32.44  Prob > chi2 =  0.146
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  30.06  Prob > chi2 =  0.222
```

(4)Loại ngành Hàng cá nhân & Gia dụng

```
====================================
Loại ngành sector_id = 4
====================================
  6,456
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5999
Time variable : year                            Number of groups   =       455
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 454)    =    115.46                                      avg =     13.18
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .6856628   .1168795     5.87   0.000     .4559709    .9153547
             |
         CRD |    .0479759   .1835641     0.26   0.794    -.3127647    .4087165
    UI_index |    .0127215   .0062599     2.03   0.043     .0004194    .0250235
    CRD_x_UI |   -.0354531   .0219461    -1.62   0.107    -.0785816    .0076754
      sizeTA |    .0113289   .0088326     1.28   0.200    -.0060289    .0286867
          DE |    -.007501   .0078842    -0.95   0.342    -.0229951     .007993
        LevA |    .0806636   .1076977     0.75   0.454    -.1309843    .2923115
       Liq_w |    .0058713   .0045342     1.29   0.196    -.0030392    .0147818
       GSALE |   -.0018534   .0108378    -0.17   0.864    -.0231518    .0194451
       lnAGE |    -.002223   .0028079    -0.79   0.429    -.0077412    .0032951
             |
        year |
        2011 |    .0020185   .0093812     0.22   0.830    -.0164175    .0204545
        2012 |    .0051846   .0087246     0.59   0.553    -.0119611    .0223302
        2013 |   -.0072097    .012614    -0.57   0.568    -.0319988    .0175794
        2014 |    .0146723   .0068763     2.13   0.033      .001159    .0281855
        2015 |    .0163743   .0072409     2.26   0.024     .0021444    .0306042
        2016 |    .0022805   .0059846     0.38   0.703    -.0094804    .0140414
        2017 |   -.0000562   .0054565    -0.01   0.992    -.0107794    .0106669
        2018 |    .0046341   .0048396     0.96   0.339    -.0048767    .0141448
        2019 |   -.0014767   .0050661    -0.29   0.771    -.0114326    .0084791
        2020 |   -.0006097   .0053304    -0.11   0.909     -.011085    .0098657
        2021 |    .0086151    .005109     1.69   0.092    -.0014251    .0186553
        2023 |   -.0122664   .0059318    -2.07   0.039    -.0239236   -.0006092
        2024 |    .0004884   .0057695     0.08   0.933    -.0108498    .0118266
             |
       _cons |   -.3306631   .2535283    -1.30   0.193    -.8288978    .1675715
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.60  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.01  Pr > z =  0.310
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  21.15  Prob > chi2 =  0.684
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  17.20  Prob > chi2 =  0.874
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(5)Loại ngành Hóa chất

```
====================================
Loại ngành sector_id = 5
====================================
  6,396
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5946
Time variable : year                            Number of groups   =       448
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 447)    =    103.43                                      avg =     13.27
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |    .6807836   .1287495     5.29   0.000     .4277541    .9338131
             |
         CRD |    .0282127   .1960749     0.14   0.886    -.3571304    .4135558
    UI_index |    .0166461   .0124491     1.34   0.182    -.0078198    .0411121
    CRD_x_UI |   -.0322591   .0240352    -1.34   0.180    -.0794951    .0149769
      sizeTA |    .0090801   .0118143     0.77   0.443    -.0141384    .0322985
          DE |   -.0133444   .0132636    -1.01   0.315    -.0394111    .0127224
        LevA |    .120319   .1304768     0.92   0.357     -.136105    .3767431
        Liq_w |    .0059947   .0040647     1.47   0.141    -.0019936     .013983
       GSALE |   -.0079178   .0114017    -0.69   0.488    -.0303254    .0144899
       lnAGE |   -.0030067    .003227    -0.93   0.352    -.0093487    .0033353
             |
        year |
        2011 |    .0043345   .0134082     0.32   0.747    -.0220164    .0306854
        2012 |    .0027809    .011313     0.25   0.806    -.0194524    .0250142
        2013 |   -.0085845   .0272159    -0.32   0.753    -.0620715    .0449026
        2014 |     .017648   .0089358     1.97   0.049     .0000867    .0352094
        2015 |    .0196093   .0086759     2.26   0.024     .0025587    .0366598
        2016 |    .0025178     .00774     0.33   0.745    -.0126936    .0177292
        2017 |    .0003556   .0077409     0.05   0.963    -.0148574    .0155686
        2018 |    .0082769   .0061808     1.34   0.181    -.0038702     .020424
        2019 |    .0013762   .0061094     0.23   0.822    -.0106306     .013383
        2020 |   -.0015005   .0066632    -0.23   0.822    -.0145955    .0115946
        2021 |     .007867    .005554     1.42   0.157    -.0030483    .0187822
        2023 |   -.0105208   .0067792    -1.55   0.121    -.0238439    .0028023
        2024 |    .0018171   .0072136     0.25   0.801    -.0123598    .0159939
             |
       _cons |   -.2761721   .3117057    -0.89   0.376    -.8887626    .3364185
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.41  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.83  Pr > z =  0.408
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  12.03  Prob > chi2 =  0.986
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  16.63  Prob > chi2 =  0.895
```

(6) Loại ngành Tài nguyên Cơ bản

```
====================================
Loại ngành sector_id = 6
====================================
  6,140
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5705
Time variable : year                            Number of groups   =       433
Number of instruments = 49                      Obs per group: min =         4
F(23, 432)    =    103.60                                      avg =     13.18
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .6391566   .1065481     6.00   0.000     .4297394    .8485738
             |
         CRD |   .0642818    .211649     0.30   0.761     -.351708    .4802716
    UI_index |   .0148218   .0070259     2.11   0.035     .0010126    .0286309
    CRD_x_UI |  -.0284229   .0182641    -1.56   0.120    -.0643204    .0074747
      sizeTA |   .0147645   .0115626     1.28   0.202    -.0079614    .0374904
          DE |   -.008216   .0081266    -1.01   0.313    -.0241887    .0077566
        LevA |   .0448308   .0767348     0.58   0.559    -.1059893    .1956508
        Liq_w |    .004201   .0039598     1.06   0.289    -.0035819    .0119838
       GSALE |   .0081722   .0128196     0.64   0.524    -.0170243    .0333687
       lnAGE |  -.0014849   .0032823    -0.45   0.651    -.0079362    .0049665
             |
        year |
        2011 |   .0085364   .0102328     0.83   0.405    -.0115759    .0286486
        2012 |    .008472   .0107776     0.79   0.432    -.0127111    .0296551
        2013 |  -.0094239   .0189722    -0.50   0.620    -.0467132    .0278654
        2014 |   .0182797   .0082282     2.22   0.027     .0021074     .034452
        2015 |   .0199666   .0078245     2.55   0.011     .0045877    .0353455
        2016 |   .0016578   .0072105     0.23   0.818    -.0125143    .0158299
        2017 |   .0006474    .005777     0.11   0.911    -.0107072     .012002
        2018 |   .0066601   .0054039     1.23   0.218    -.0039612    .0172813
        2019 |   .0001446     .00606     0.02   0.981    -.0117662    .0120555
        2020 |  -.0006974   .0052721    -0.13   0.895    -.0110595    .0096647
        2021 |   .0023177   .0044201     0.52   0.600    -.0063699    .0110053
        2023 |  -.0121705   .0061954    -1.96   0.050    -.0243473    6.24e-06
        2024 |  -.0033739   .0052163    -0.65   0.518    -.0136265    .0068786
             |
       _cons |  -.4019693   .3258167    -1.23   0.218    -1.042352    .2384138
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA CRD_x_UI CRD L.GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.68  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.10  Pr > z =  0.271
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  17.79  Prob > chi2 =  0.851
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  21.53  Prob > chi2 =  0.663
```

(7) Loại ngành Thực phẩm và đồ uống

```
====================================
Loại ngành sector_id = 7
====================================
  6,216
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5775
Time variable : year				Number of groups	=	439
Number of instruments = 49				Obs per group: min	=	4
F(23, 438)	=	107.97		avg	=	13.15
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.6462005	.1236491	5.23	0.000	.4031812	.8892199
CRD	.026815	.156557	0.17	0.864	-.2808813	.3345114
UI_index	.0166972	.0069259	2.41	0.016	.003085	.0303094
CRD_x_UI	-.0212484	.0153265	-1.39	0.166	-.0513709	.0088741
sizeTA	.0098172	.0121899	0.81	0.421	-.0141407	.0337751
DE	-.0040301	.0070713	-0.57	0.569	-.017928	.0098678
LevA	.0290973	.0677368	0.43	0.668	-.1040322	.1622268
Liq_w	.0033846	.0032109	1.05	0.292	-.002926	.0096952
GSALE	-.0086607	.0104616	-0.83	0.408	-.029222	.0119005
lnAGE	-.0036505	.0026983	-1.35	0.177	-.0089538	.0016527
year						
2011	.0032841	.0131478	0.25	0.803	-.0225566	.0291248
2012	.006098	.0103129	0.59	0.555	-.0141709	.0263668
2013	-.0151775	.0170895	-0.89	0.375	-.0487652	.0184102
2014	.0186894	.008034	2.33	0.020	.0028994	.0344794
2015	.0171152	.0074279	2.30	0.022	.0025164	.0317139
2016	.0074296	.0066616	1.12	0.265	-.005663	.0205222
2017	.005391	.0062338	0.86	0.388	-.0068609	.0176429
2018	.0080803	.0052262	1.55	0.123	-.0021913	.0183519
2019	.0027455	.0047529	0.58	0.564	-.0065957	.0120868
2020	.0021638	.0056954	0.38	0.704	-.0090298	.0133574
2021	.0142822	.0055936	2.55	0.011	.0032887	.0252758
2023	-.0084356	.0062439	-1.35	0.177	-.0207073	.0038361
2024	.0032498	.0069858	0.47	0.642	-.01048	.0169796
_cons	-.2595942	.3377916	-0.77	0.443	-.9234881	.4042996

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA L.CRD_x_UI L.CRD GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.CRD_x_UI L.CRD GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.62  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   1.05  Pr > z =  0.296
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)   =  15.95  Prob > chi2 =  0.916
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)   =  19.63  Prob > chi2 =  0.766
```

(8)Loại ngành Xây dựng và Vật liệu

```
====================================
Loại ngành sector_id = 8
====================================
  5,208
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	4837
Time variable : year				Number of groups	=	370
Number of instruments = 49				Obs per group: min	=	4
F(23, 369)	=	98.43		avg	=	13.07
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5688421	.1358883	4.19	0.000	.3016295	.8360548
CRD	.0096243	.1509096	0.06	0.949	-.2871263	.306375
UI_index	.0103552	.0058221	1.78	0.076	-.0010935	.0218039
CRD_x_UI	-.0222452	.0204405	-1.09	0.277	-.0624397	.0179493
sizeTA	.0153786	.0148471	1.04	0.301	-.0138169	.044574
DE	-.0033949	.0079329	-0.43	0.669	-.0189942	.0122044
LevA	-.0211445	.0792988	-0.27	0.790	-.1770788	.1347898
Liq_w	.001369	.0034567	0.40	0.692	-.0054282	.0081662
GSALE	-.0046535	.0127722	-0.36	0.716	-.0297689	.0204619
lnAGE	-.004775	.0035213	-1.36	0.176	-.0116994	.0021494
year						
2011	.0065311	.0150378	0.43	0.664	-.0230395	.0361017
2012	.0050377	.0122938	0.41	0.682	-.0191371	.0292125
2013	-.0037695	.0170959	-0.22	0.826	-.0373871	.0298481
2014	.0149549	.0091608	1.63	0.103	-.003059	.0329689
2015	.0155616	.0084239	1.85	0.066	-.0010033	.0321265
2016	.005461	.0072807	0.75	0.454	-.0088558	.0197778
2017	.0027725	.0069496	0.40	0.690	-.0108933	.0164383
2018	.0071459	.0058311	1.23	0.221	-.0043205	.0186122
2019	-.0019866	.005077	-0.39	0.696	-.01197	.0079969
2020	-.000685	.0065043	-0.11	0.916	-.0134751	.0121051
2021	.0103858	.0058959	1.76	0.079	-.0012079	.0219795
2023	-.0123307	.0069819	-1.77	0.078	-.02606	.0013987
2024	-.0014268	.0071605	-0.20	0.842	-.0155072	.0126537
_cons	-.3749179	.413521	-0.91	0.365	-1.188071	.4382356

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/5).(LevA L.CRD_x_UI L2.CRD GSALE L.sizeTA) collapsed
    L(2/4).(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year 2015.year
    2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year 2022.year
    2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.CRD_x_UI L2.CRD GSALE L.sizeTA) collapsed
    DL.(L2.ROA L2.UI_index) collapsed
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =	-2.72	Pr > z =	0.007
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =	0.83	Pr > z =	0.409

Sargan test of overid. restrictions: chi2(25)	= 16.48	Prob > chi2 =	0.900
(Not robust, but not weakened by many instruments.)			
Hansen test of overid. restrictions: chi2(25)	= 20.92	Prob > chi2 =	0.697

Phân tích độ nhạy theo ngành - kênh riêng CRCxUI

(1)Loại ngành Bất động sản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 1
====================================
  5,934
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5514
Time variable : year				Number of groups	=	418
Number of instruments = 50				Obs per group: min	=	4
F(23, 417)	=	100.33		avg	=	13.19
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4211481	.0995298	4.23	0.000	.2255055	.6167906
CRC	1.041837	.7107934	1.47	0.143	-.3553478	2.439021
UI_index	.0210943	.0224783	0.94	0.349	-.0230907	.0652792
CRC_x_UI	.021803	.0861103	0.25	0.800	-.1474615	.1910674
sizeTA	.0039467	.0018979	2.08	0.038	.0002161	.0076774
DE	-.0029009	.0059392	-0.49	0.626	-.0145755	.0087737
LevA	-.0848955	.0644609	-1.32	0.189	-.2116043	.0418132
Liq_w	-.0014651	.0024169	-0.61	0.545	-.0062158	.0032857
GSALE	.0081545	.0098963	0.82	0.410	-.0112982	.0276073
lnAGE	-.0041265	.0031622	-1.30	0.193	-.0103423	.0020892
year						
2011	.0094463	.0091935	1.03	0.305	-.008625	.0275177
2012	.0036524	.0088689	0.41	0.681	-.0137809	.0210856
2013	.0120211	.0090754	1.32	0.186	-.0058182	.0298604
2014	.014913	.0084783	1.76	0.079	-.0017525	.0315785
2015	.0159429	.0080537	1.98	0.048	.0001121	.0317738
2016	.008682	.0063157	1.37	0.170	-.0037325	.0210966
2017	.0020137	.0063308	0.32	0.751	-.0104304	.0144579
2018	.0053904	.0084602	0.64	0.524	-.0112397	.0220204
2019	.0046378	.0075123	0.62	0.537	-.0101289	.0194046
2020	-.0009756	.0084638	-0.12	0.908	-.0176125	.0156614
2021	.0040201	.0067003	0.60	0.549	-.0091505	.0171907
2023	-.0120021	.0073718	-1.63	0.104	-.0264926	.0024884
2024	.0014241	.007769	0.18	0.855	-.0138472	.0166954
_cons	-.0139499	.0487023	-0.29	0.775	-.1096824	.0817827

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE DE L2.CRC_x_UI) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w sizeTA lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE DE L2.CRC_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L.UI_index) collapsed
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =	-4.38	Pr > z =	0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =	0.26	Pr > z =	0.798

Sargan test of overid. restrictions: chi2(26) =	40.27	Prob > chi2 =	0.037
(Not robust, but not weakened by many instruments.)			
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26) =	27.15	Prob > chi2 =	0.401

(2)Loại ngành Điện, nước & xăng dầu khí đốt

```
====================================
Loai nganh sector_id = 2
====================================
  6,135
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid		Number of obs	= 5702
Time variable : year		Number of groups	= 432
Number of instruments = 50		Obs per group: min	= 4
F(23, 431)	= 97.72	avg	= 13.20
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4982468	.0600779	8.29	0.000	.3801647	.6163289
CRC	1.598471	.6882354	2.32	0.021	.2457563	2.951187
UI_index	.0151656	.0055134	2.75	0.006	.004329	.0260021
CRC_x_UI	.0254108	.0100379	2.53	0.012	.0056815	.04514
sizeTA	.0054325	.0063301	0.86	0.391	-.0070092	.0178742
DE	-.0065851	.0064108	-1.03	0.305	-.0191854	.0060153
LevA	.0347378	.0602641	0.58	0.565	-.0837102	.1531859
Liq_w	.0032595	.0022794	1.43	0.153	-.0012207	.0077397
GSALE	.0020525	.0071818	0.29	0.775	-.0120633	.0161682
lnAGE	-.0062066	.0025853	-2.40	0.017	-.0112879	-.0011253
year						
2011	.020831	.0105251	1.98	0.048	.0001441	.041518
2012	.0157241	.0088297	1.78	0.076	-.0016305	.0330787
2013	-.0055921	.0115354	-0.48	0.628	-.0282647	.0170805
2014	.0306695	.0074434	4.12	0.000	.0160397	.0452993
2015	.0310378	.0064134	4.84	0.000	.0184323	.0436434
2016	.0244682	.0070615	3.47	0.001	.010589	.0383475
2017	.015579	.0060405	2.58	0.010	.0037064	.0274516
2018	.0205066	.005577	3.68	0.000	.0095451	.0314681
2019	.0208769	.0061396	3.40	0.001	.0088096	.0329442
2020	.0145125	.0043289	3.35	0.001	.0060041	.0230208
2021	.022247	.0055308	4.02	0.000	.0113763	.0331178
2022	.0136072	.0065885	2.07	0.039	.0006575	.0265569
2024	.0197471	.0064736	3.05	0.002	.0070233	.0324709
_cons	-.144867	.1772211	-0.82	0.414	-.4931922	.2034581

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.73  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.25  Pr > z =  0.803
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  17.53  Prob > chi2 =  0.892
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  23.57  Prob > chi2 =  0.600
```

(3) Loại ngành Hàng & Dịch vụ Công nghiệp

```
====================================
Loai nganh sector_id = 3
====================================
  5,549
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5154
Time variable : year				Number of groups	=	393
Number of instruments = 50				Obs per group: min	=	4
F(23, 392)	=	88.27		avg	=	13.11
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.508429	.0657169	7.74	0.000	.3792274	.6376306
CRC	2.102939	.6069856	3.46	0.001	.9095844	3.296293
UI_index	.0099111	.0052178	1.90	0.058	-.0003473	.0201695
CRC_x_UI	.0195401	.0124395	1.57	0.117	-.0049163	.0439965
sizeTA	.0112812	.0066867	1.69	0.092	-.0018651	.0244275
DE	-.0016125	.0073797	-0.22	0.827	-.0161212	.0128962
LevA	-.0050863	.0749924	-0.07	0.946	-.1525238	.1423513
Liq_w	.0028941	.0023769	1.22	0.224	-.001779	.0075673
GSALE	.0002662	.007217	0.04	0.971	-.0139227	.0144552
lnAGE	-.0051787	.0029136	-1.78	0.076	-.0109069	.0005495
year						
2011	.0312826	.0109076	2.87	0.004	.0098379	.0527273
2012	.0223342	.009017	2.48	0.014	.0046065	.0400618
2013	.0055267	.0133438	0.41	0.679	-.0207076	.0317611
2014	.0326179	.0073925	4.41	0.000	.018084	.0471518
2015	.0304843	.0068058	4.48	0.000	.017104	.0438647
2016	.0313953	.0069946	4.49	0.000	.0176437	.0451468
2017	.0273274	.0065216	4.19	0.000	.0145057	.0401491
2018	.0241795	.0062457	3.87	0.000	.0119003	.0364588
2019	.0265024	.0061943	4.28	0.000	.0143242	.0386807
2020	.0146094	.0051635	2.83	0.005	.0044578	.024761
2021	.0243219	.005445	4.47	0.000	.0136168	.0350269
2022	.0191528	.0064227	2.98	0.003	.0065257	.03178
2024	.0214866	.0064732	3.32	0.001	.00876	.0342132
_cons	-.3059366	.1795736	-1.70	0.089	-.6589844	.0471113

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.51  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.12  Pr > z =  0.907
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  21.84  Prob > chi2 =  0.698
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  21.38  Prob > chi2 =  0.722
```

(4)Loại ngành Hàng cá nhân & Gia dụng

```
====================================
Loai nganh sector_id = 4
====================================
  6,456
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5999
Time variable : year                            Number of groups   =       455
Number of instruments = 50                      Obs per group: min =         4
F(23, 454)    =    108.74                                      avg =     13.18
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
          L1.|   .4610364   .0756448     6.09   0.000      .312379    .6096937
             |
         CRC |   1.867033   .6419729     2.91   0.004     .6054261     3.12864
    UI_index |   .0109942   .0049131     2.24   0.026      .001339    .0206494
    CRC_x_UI |   .0202013   .0113946     1.77   0.077    -.0021914    .0425939
      sizeTA |   .0021663   .0038869     0.56   0.578    -.0054721    .0098048
          DE |  -.0048081   .0068656    -0.70   0.484    -.0183005    .0086843
        LevA |   .0025717   .0687393     0.04   0.970    -.1325149    .1376583
      Liq_w  |   .0020607   .0023047     0.89   0.372    -.0024685    .0065899
       GSALE |   .0028808   .0090183     0.32   0.750     -.014842    .0206036
       lnAGE |  -.0058376    .002478    -2.36   0.019    -.0107074   -.0009679
             |
        year |
        2011 |  -.0003565   .0079713    -0.04   0.964    -.0160217    .0153086
        2012 |  -.0033126   .0066397    -0.50   0.618     -.016361    .0097358
        2013 |  -.0212869   .0103516    -2.06   0.040      -.04163   -.0009438
        2014 |   .0069707   .0058585     1.19   0.235    -.0045425    .0184838
        2015 |   .0054482   .0057516     0.95   0.344    -.0058548    .0167512
        2016 |   .0024775   .0052272     0.47   0.636    -.0077951      .01275
        2017 |  -.0044232   .0055392    -0.80   0.425    -.0153089    .0064624
        2018 |   .0004365   .0055128     0.08   0.937    -.0103973    .0112703
        2019 |  -.0000367   .0046176    -0.01   0.994    -.0091111    .0090377
        2020 |  -.0065916   .0054977    -1.20   0.231    -.0173958    .0042125
        2021 |   .0005448   .0053419     0.10   0.919     -.009953    .0110427
        2023 |  -.0170139   .0062896    -2.71   0.007    -.0293743   -.0046536
        2024 |  -.0001258   .0046306    -0.03   0.978    -.0092258    .0089742
             |
       _cons |  -.0173649   .0978637    -0.18   0.859    -.2096869    .1749571
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE L.sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    L.Liq_w L.lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year
    2014.year 2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year
    2021.year 2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE L.sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.83  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.29  Pr > z =  0.771
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  18.23  Prob > chi2 =  0.867
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  21.16  Prob > chi2 =  0.734
```

(5) Loại ngành Hóa chất

```
====================================
Loai nganh sector_id = 5
====================================
  6,396
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5946
Time variable : year				Number of groups	=	448
Number of instruments = 50				Obs per group: min	=	4
F(23, 447)	=	100.78		avg	=	13.27
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5028347	.0744224	6.76	0.000	.3565736	.6490959
CRC	1.740109	.6618319	2.63	0.009	.4394206	3.040798
UI_index	.0108845	.0080652	1.35	0.178	-.0049658	.0267349
CRC_x_UI	.0198377	.010795	1.84	0.067	-.0013775	.0410529
sizeTA	.0079005	.0076847	1.03	0.304	-.0072022	.0230032
DE	-.0060233	.0056069	-1.07	0.283	-.0170425	.0049959
LevA	.0120868	.0586593	0.21	0.837	-.1031954	.127369
Liq_w	.0025791	.0019512	1.32	0.187	-.0012556	.0064138
GSALE	-.004212	.0070585	-0.60	0.551	-.018084	.0096601
lnAGE	-.0064683	.0027033	-2.39	0.017	-.0117811	-.0011555
year						
2011	.0062312	.0104949	0.59	0.553	-.0143943	.0268567
2012	-.0016588	.0087516	-0.19	0.850	-.0188582	.0155405
2013	-.012619	.0161909	-0.78	0.436	-.0444387	.0192007
2014	.0135728	.0070047	1.94	0.053	-.0001934	.0273391
2015	.0121888	.0065537	1.86	0.064	-.0006911	.0250687
2016	.0062788	.0060525	1.04	0.300	-.0056161	.0181738
2017	.0003472	.0061459	0.06	0.955	-.0117313	.0124257
2018	.0043231	.005711	0.76	0.449	-.0069006	.0155469
2019	.0044845	.0047768	0.94	0.348	-.0049033	.0138722
2020	-.0061441	.0053373	-1.15	0.250	-.0166334	.0043453
2021	.003051	.0054749	0.56	0.578	-.0077087	.0138107
2023	-.0162894	.006008	-2.71	0.007	-.0280969	-.004482
2024	.0003006	.0052514	0.06	0.954	-.01002	.0106211
_cons	-.1829501	.2044643	-0.89	0.371	-.5847809	.2188806

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.36  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.20  Pr > z =  0.844
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  21.58  Prob > chi2 =  0.712
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  21.23  Prob > chi2 =  0.730
```

(6) Loại ngành Tài nguyên Cơ bản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 6
====================================
  6,140
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5705
Time variable : year				Number of groups	=	433
Number of instruments = 50				Obs per group: min	=	4
F(23, 432)	=	99.13		avg	=	13.18
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4566369	.0780484	5.85	0.000	.3032352	.6100387
CRC	1.219842	.5598091	2.18	0.030	.1195535	2.32013
UI_index	.0099582	.005394	1.85	0.066	-.0006435	.0205599
CRC_x_UI	.0208528	.0106443	1.96	0.051	-.0000683	.0417738
sizeTA	.0088878	.0060558	1.47	0.143	-.0030147	.0207903
DE	-.0032238	.0030339	-1.06	0.289	-.0091868	.0027393
LevA	-.0231382	.0434837	-0.53	0.595	-.1086042	.0623277
Liq_w	.0017811	.0016431	1.08	0.279	-.0014484	.0050107
GSALE	.0039532	.007667	0.52	0.606	-.011116	.0190224
lnAGE	-.0041444	.0027044	-1.53	0.126	-.0094599	.001171
year						
2011	.0065014	.0090575	0.72	0.473	-.0113008	.0243037
2012	.0017128	.0074391	0.23	0.818	-.0129086	.0163342
2013	-.0129599	.0131667	-0.98	0.326	-.0388387	.0129189
2014	.0144546	.006316	2.29	0.023	.0020407	.0268686
2015	.0116215	.006454	1.80	0.072	-.0010637	.0243067
2016	.003321	.0059845	0.55	0.579	-.0084414	.0150834
2017	.0009143	.0057708	0.16	0.874	-.010428	.0122566
2018	.0049914	.0055405	0.90	0.368	-.0058984	.0158811
2019	.0019089	.0047705	0.40	0.689	-.0074674	.0112851
2020	-.006603	.0055821	-1.18	0.238	-.0175744	.0043684
2021	-.0024849	.0050906	-0.49	0.626	-.0124904	.0075205
2023	-.0157682	.0056963	-2.77	0.006	-.0269641	-.0045723
2024	-.0043312	.0045727	-0.95	0.344	-.0133187	.0046563
_cons	-.192303	.1618448	-1.19	0.235	-.5104043	.1257982

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.11  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.65  Pr > z =  0.513
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  28.85  Prob > chi2 =  0.318
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  29.23  Prob > chi2 =  0.301
```

(7) Loại ngành Thực phẩm và đồ uống

```
====================================
Loai nganh sector_id = 7
====================================
  6,216
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5775
Time variable : year				Number of groups	=	439
Number of instruments = 50				Obs per group: min	=	4
F(23, 438)	=	112.28		avg	=	13.15
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5184749	.0606099	8.55	0.000	.3993525	.6375973
CRC	1.635281	.7292306	2.24	0.025	.2020553	3.068508
UI_index	.0172351	.0056286	3.06	0.002	.0061726	.0282976
CRC_x_UI	.0282675	.0114337	2.47	0.014	.0057958	.0507393
sizeTA	.0060655	.0060889	1.00	0.320	-.0059016	.0180326
DE	-.0088295	.0058929	-1.50	0.135	-.0204113	.0027524
LevA	.0462431	.0556527	0.83	0.406	-.0631365	.1556227
Liq_w	.0037105	.0020584	1.80	0.072	-.0003351	.0077562
GSALE	-.0046765	.0071876	-0.65	0.516	-.018803	.0094499
lnAGE	-.0069059	.0025994	-2.66	0.008	-.0120147	-.001797
year						
2011	.0176478	.0094027	1.88	0.061	-.0008322	.0361279
2012	.013565	.0078497	1.73	0.085	-.0018627	.0289927
2013	-.0102616	.0113593	-0.90	0.367	-.0325871	.0120639
2014	.0284299	.0065133	4.36	0.000	.0156288	.0412311
2015	.0260512	.0058535	4.45	0.000	.0145468	.0375556
2016	.0206831	.0063585	3.25	0.001	.0081862	.0331801
2017	.012915	.0056987	2.27	0.024	.0017148	.0241151
2018	.0179931	.0051379	3.50	0.001	.0078952	.028091
2019	.0159622	.0048839	3.27	0.001	.0063634	.0255611
2020	.0108034	.0038042	2.84	0.005	.0033266	.0182803
2021	.022199	.0048698	4.56	0.000	.0126278	.0317701
2022	.0123586	.0058374	2.12	0.035	.0008859	.0238313
2024	.0170994	.0052869	3.23	0.001	.0067085	.0274903
_cons	-.161043	.171052	-0.94	0.347	-.4972277	.1751417

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =	-5.75	Pr > z =	0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =	-0.17	Pr > z =	0.866

Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)	= 9.58	Prob > chi2 =	0.999
(Not robust, but not weakened by many instruments.)			
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)	= 18.65	Prob > chi2 =	0.851

(8) Loại ngành Xây dựng và Vật liệu

```
====================================
Loai nganh sector_id = 8
====================================
  5,208
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	4837
Time variable : year				Number of groups	=	370
Number of instruments = 50				Obs per group: min	=	4
F(23, 369)	=	98.41		avg	=	13.07
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4459798	.0642031	6.95	0.000	.31973	.5722296
CRC	.862556	.6906033	1.25	0.212	-.4954559	2.220568
UI_index	.0096985	.0041269	2.35	0.019	.0015832	.0178138
CRC_x_UI	.0168038	.0086917	1.93	0.054	-.0002878	.0338953
sizeTA	.0049436	.0072491	0.68	0.496	-.0093111	.0191982
DE	-.0068261	.0063645	-1.07	0.284	-.0193414	.0056892
LevA	-.0263209	.0586016	-0.45	0.654	-.1415558	.0889141
Liq_w	.0009669	.0018441	0.52	0.600	-.0026594	.0045931
GSALE	.0016016	.0056916	0.28	0.779	-.0095905	.0127938
lnAGE	-.0063706	.0030025	-2.12	0.035	-.0122749	-.0004664
year						
2011	.0156275	.0108484	1.44	0.151	-.005705	.03696
2012	.0117327	.0087536	1.34	0.181	-.0054805	.0289459
2013	-.0040892	.0108372	-0.38	0.706	-.0253997	.0172213
2014	.0238141	.0068702	3.47	0.001	.0103044	.0373238
2015	.0214226	.0058094	3.69	0.000	.009999	.0328462
2016	.0174998	.006051	2.89	0.004	.005601	.0293985
2017	.0127396	.0054722	2.33	0.020	.0019791	.0235002
2018	.0216735	.004891	4.43	0.000	.0120559	.0312911
2019	.0110952	.00549	2.02	0.044	.0002996	.0218907
2020	.0099851	.003639	2.74	0.006	.0028293	.0171409
2021	.020273	.0044305	4.58	0.000	.0115609	.0289852
2022	.0169302	.0058891	2.87	0.004	.0053498	.0285106
2024	.0132817	.0050341	2.64	0.009	.0033826	.0231808
_cons	-.0812768	.1957037	-0.42	0.678	-.4661112	.3035576

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/6).(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    L(2/3).(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w lnAGE CRC_x_UI 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(LevA L.GSALE sizeTA L2.DE) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L2.UI_index) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.06  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.23  Pr > z =  0.821
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(26)   =  31.84  Prob > chi2 =  0.198
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(26)   =  30.04  Prob > chi2 =  0.266
```

Phân tích độ nhạy theo ngành - kênh tổng hợp

(1)Loại ngành Bất động sản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 1
====================================
  5,934
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: fid		Number of obs	= 5514
Time variable : year		Number of groups	= 418
Number of instruments = 63		Obs per group: min	= 4
F(27, 417)	= 195.41	avg	= 13.19
Prob > F	= 0.000	max	= 14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.6660688	.1172469	5.68	0.000	.4356002	.8965374
CRA	-.8712574	.3062499	-2.84	0.005	-1.473243	-.2692714
CRD	.5662927	.2991439	1.89	0.059	-.0217251	1.154311
CRC	.4542902	.7833068	0.58	0.562	-1.085432	1.994012
UI_index	.0044754	.0155613	0.29	0.774	-.0261129	.0350637
CRA_x_UI	.074359	.123238	0.60	0.547	-.1678861	.316604
CRD_x_UI	-.1371095	.1364496	-1.00	0.316	-.4053242	.1311052
CRC_x_UI	.0236779	.0506062	0.47	0.640	-.0757972	.123153
GSALE	.0033722	.0101144	0.33	0.739	-.0165094	.0232539
DE	-.0022182	.0043876	-0.51	0.613	-.0108428	.0064065
LevA	-.0566197	.0748839	-0.76	0.450	-.2038167	.0905773
Liq_w	-.0019764	.0029668	-0.67	0.506	-.0078082	.0038555
sizeTA	-.0027941	.0056867	-0.49	0.623	-.0139722	.008384
lnAGE	.0009341	.0024176	0.39	0.699	-.0038182	.0056864
year						
2011	-.0061157	.0107893	-0.57	0.571	-.0273238	.0150925
2012	-.0012491	.0101291	-0.12	0.902	-.0211597	.0186614
2013	-.0022271	.0098808	-0.23	0.822	-.0216495	.0171952
2014	.0024123	.0087406	0.28	0.783	-.0147689	.0195935
2015	.0050122	.0086089	0.58	0.561	-.01191	.0219344
2016	.0018258	.0076862	0.24	0.812	-.0132828	.0169344
2017	-.0048405	.0105431	-0.46	0.646	-.0255646	.0158837
2018	-.0006163	.0068304	-0.09	0.928	-.0140425	.01281
2019	.0014464	.0085485	0.17	0.866	-.0153572	.01825
2020	-.000928	.0080875	-0.11	0.909	-.0168253	.0149693
2021	.0069643	.0060903	1.14	0.253	-.0050072	.0189357
2023	-.0055595	.0073346	-0.76	0.449	-.0199768	.0088578
2024	.0026308	.0075429	0.35	0.727	-.012196	.0174577
_cons	.1389505	.1316943	1.06	0.292	-.119917	.397818

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(L.CRA L.CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L2.ROA CRC L2.UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    Liq_w CRC_x_UI L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(L.CRA L.CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L2.ROA CRC L2.UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.24  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.84  Pr > z =  0.400
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  54.28  Prob > chi2 =  0.020
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  45.91  Prob > chi2 =  0.103
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(2) Loại ngành Điện, nước & xăng dầu khí đốt

```
====================================
Loai nganh sector_id = 2
====================================
  6,135
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5702
Time variable : year                            Number of groups   =       432
Number of instruments = 63                      Obs per group: min =         4
F(27, 431)    =     79.44                                      avg =     13.20
Prob > F      =     0.000                                      max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .5103964   .0825269     6.18   0.000     .3481913    .6726016
             |
         CRA |  -.8403849   .2796174    -3.01   0.003    -1.389968   -.2908017
         CRD |   .4553345   .2678584     1.70   0.090    -.0711366    .9818056
         CRC |   1.182831   .5474888     2.16   0.031     .1067507    2.258911
    UI_index |   .0079983   .0080204     1.00   0.319    -.0077656    .0237622
    CRA_x_UI |   .1060634   .0392608     2.70   0.007      .028897    .1832298
    CRD_x_UI |  -.1096291   .0388237    -2.82   0.005    -.1859366   -.0333217
    CRC_x_UI |   .0317941   .0144049     2.21   0.028     .0034814    .0601068
       GSALE |   .0056816   .0080766     0.70   0.482    -.0101929    .0215561
          DE |   -.002234   .0046717    -0.48   0.633    -.0114161    .0069481
        LevA |  -.0739019   .0787512    -0.94   0.349    -.2286861    .0808822
       Liq_w |  -.0021116   .0029332    -0.72   0.472    -.0078768    .0036536
      sizeTA |   .0074428   .0090137     0.83   0.409    -.0102735    .0251591
       lnAGE |  -.0023179   .0026561    -0.87   0.383    -.0075385    .0029026
             |
        year |
        2011 |   .0130054   .0115766     1.12   0.262    -.0097483    .0357591
        2012 |   .0195606   .0101345     1.93   0.054    -.0003586    .0394799
        2013 |  -.0073292   .0166813    -0.44   0.661    -.0401161    .0254577
        2014 |   .0200973   .0072107     2.79   0.006     .0059249    .0342697
        2015 |   .0205917    .006728     3.06   0.002     .0073679    .0338156
        2016 |   .0155212   .0062781     2.47   0.014     .0031817    .0278608
        2017 |   .0089127   .0066872     1.33   0.183    -.0042308    .0220563
        2018 |   .0137095   .0054303     2.52   0.012     .0030363    .0243827
        2019 |   .0182893   .0053903     3.39   0.001     .0076949    .0288838
        2020 |    .013388   .0041912     3.19   0.002     .0051502    .0216257
        2021 |   .0165142   .0046361     3.56   0.000     .0074019    .0256264
        2022 |    .006868   .0063503     1.08   0.280    -.0056135    .0193494
        2024 |    .010654   .0059185     1.80   0.073    -.0009787    .0222867
             |
       _cons |  -.1310975    .225538    -0.58   0.561    -.5743886    .3121937
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.61  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.62  Pr > z =  0.533
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  21.71  Prob > chi2 =  0.962
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  29.38  Prob > chi2 =  0.736
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(3)Loại ngành Hàng & Dịch vụ Công nghiệp

```
====================================
Loai nganh sector_id = 3
====================================
  5,549
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5154
Time variable : year				Number of groups	=	393
Number of instruments = 63				Obs per group: min	=	4
F(27, 392)	=	46.47		avg	=	13.11
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5222311	.0934117	5.59	0.000	.3385805	.7058817
CRA	-1.162795	.3457324	-3.36	0.001	-1.842517	-.4830734
CRD	.7705879	.2911458	2.65	0.008	.1981854	1.34299
CRC	1.671411	.5391334	3.10	0.002	.6114562	2.731366
UI_index	.0114949	.009314	1.23	0.218	-.0068167	.0298066
CRA_x_UI	.0792651	.0436756	1.81	0.070	-.0066025	.1651328
CRD_x_UI	-.1031434	.03675	-2.81	0.005	-.1753952	-.0308916
CRC_x_UI	.0366823	.0216598	1.69	0.091	-.0059016	.0792662
GSALE	.0025656	.0112924	0.23	0.820	-.0196356	.0247668
DE	-.000029	.0054249	-0.01	0.996	-.0106945	.0106365
LevA	-.0865258	.08943	-0.97	0.334	-.2623481	.0892966
Liq_w	-.0012367	.0042326	-0.29	0.770	-.0095581	.0070847
sizeTA	.0155016	.0118064	1.31	0.190	-.0077102	.0387133
lnAGE	-.0000393	.0038474	-0.01	0.992	-.0076034	.0075248
year						
2011	.0236175	.0166543	1.42	0.157	-.0091253	.0563603
2012	.0248772	.0123002	2.02	0.044	.0006946	.0490598
2013	.0008077	.0223788	0.04	0.971	-.0431899	.0448052
2014	.0234838	.0105843	2.22	0.027	.0026747	.0442929
2015	.0225674	.01074	2.10	0.036	.0014522	.0436827
2016	.0223945	.0084818	2.64	0.009	.005719	.0390699
2017	.020994	.0085176	2.46	0.014	.0042481	.0377399
2018	.016722	.0083454	2.00	0.046	.0003147	.0331292
2019	.023342	.0062578	3.73	0.000	.011039	.035645
2020	.0097637	.005223	1.87	0.062	-.0005048	.0200322
2021	.0154354	.0065046	2.37	0.018	.0026471	.0282238
2022	.0050687	.0079146	0.64	0.522	-.0104916	.0206291
2024	.0135783	.0059607	2.28	0.023	.0018594	.0252972
_cons	-.3687594	.3324407	-1.11	0.268	-1.022349	.2848304

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -5.09  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.23  Pr > z =  0.819
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  25.13  Prob > chi2 =  0.891
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  43.13  Prob > chi2 =  0.163
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(4) Loại ngành Hàng cá nhân & Gia dụng

```
====================================
Loai nganh sector_id = 4
====================================
  6,456
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5999
Time variable : year				Number of groups	=	455
Number of instruments = 63				Obs per group: min	=	4
F(27, 454)	=	58.75		avg	=	13.18
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4509511	.081613	5.53	0.000	.290565	.6113372
CRA	-.792455	.29337	-2.70	0.007	-1.368987	-.2159235
CRD	.4235224	.2667429	1.59	0.113	-.1006816	.9477264
CRC	1.095426	.5207537	2.10	0.036	.0720398	2.118813
UI_index	.0022932	.0055139	0.42	0.678	-.0085428	.0131291
CRA_x_UI	.0537521	.0338789	1.59	0.113	-.0128268	.1203311
CRD_x_UI	-.0641861	.0338047	-1.90	0.058	-.1306193	.0022471
CRC_x_UI	.0155584	.0109974	1.41	0.158	-.0060537	.0371705
GSALE	.0039256	.0082831	0.47	0.636	-.0123525	.0202036
DE	.0001596	.0057283	0.03	0.978	-.0110976	.0114167
LevA	-.1245738	.0959208	-1.30	0.195	-.3130777	.0639301
Liq_w	-.003138	.0041941	-0.75	0.455	-.0113803	.0051044
sizeTA	.0132431	.0098504	1.34	0.179	-.006115	.0326012
lnAGE	-.0011573	.0032197	-0.36	0.719	-.0074847	.0051701
year						
2011	.010889	.0127488	0.85	0.393	-.014165	.0359429
2012	.0152195	.0117903	1.29	0.197	-.0079509	.0383899
2013	.0066033	.0133936	0.49	0.622	-.0197179	.0329244
2014	.0125887	.0088068	1.43	0.154	-.0047185	.0298958
2015	.0138889	.0084991	1.63	0.103	-.0028136	.0305914
2016	.0081397	.0067409	1.21	0.228	-.0051075	.0213869
2017	.0035339	.0062874	0.56	0.574	-.0088222	.0158899
2018	.0051156	.005725	0.89	0.372	-.0061351	.0163664
2019	.009063	.0061631	1.47	0.142	-.0030487	.0211748
2020	.0018158	.0058352	0.31	0.756	-.0096516	.0132832
2021	.0042055	.004873	0.86	0.389	-.005371	.0137819
2023	-.0095415	.0055691	-1.71	0.087	-.0204859	.0014028
2024	-.0014433	.0048993	-0.29	0.768	-.0110715	.0081848
_cons	-.2585182	.273727	-0.94	0.345	-.7964472	.2794109

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC L.UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w L.lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year
    2014.year 2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year
    2021.year 2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC L.UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =	-4.42	Pr > z =	0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =	0.16	Pr > z =	0.874

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  30.70  Prob > chi2 =  0.676
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  41.57  Prob > chi2 =  0.206
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(5) Loại ngành Hóa chất

```
====================================
Loai nganh sector_id = 5
====================================
  6,396
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5946
Time variable : year				Number of groups	=	448
Number of instruments = 63				Obs per group: min	=	4
F(27, 447)	=	62.55		avg	=	13.27
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.4828278	.0964084	5.01	0.000	.2933578	.6722977
CRA	-.7949319	.2600431	-3.06	0.002	-1.305991	-.2838731
CRD	.4395035	.2546704	1.73	0.085	-.0609965	.9400036
CRC	1.03844	.5699173	1.82	0.069	-.0816101	2.15849
UI_index	.005219	.010322	0.51	0.613	-.0150667	.0255046
CRA_x_UI	.0781174	.0393194	1.99	0.048	.0008435	.1553913
CRD_x_UI	-.0934313	.0405042	-2.31	0.022	-.1730337	-.0138289
CRC_x_UI	.0214427	.0149616	1.43	0.153	-.0079611	.0508465
GSALE	-.0002609	.0093873	-0.03	0.978	-.0187097	.0181879
DE	-.000234	.0053076	-0.04	0.965	-.010665	.0101971
LevA	-.1191378	.0715351	-1.67	0.097	-.2597247	.0214491
Liq_w	-.0024566	.002774	-0.89	0.376	-.0079084	.0029952
sizeTA	.0149277	.0102608	1.45	0.146	-.0052378	.0350931
lnAGE	-.0021071	.0033736	-0.62	0.533	-.0087371	.0045229
year						
2011	.013561	.0138246	0.98	0.327	-.0136084	.0407303
2012	.0146707	.0127089	1.15	0.249	-.0103059	.0396472
2013	.0018768	.0223828	0.08	0.933	-.0421118	.0458654
2014	.0152494	.0088488	1.72	0.086	-.0021409	.0326398
2015	.016598	.0089049	1.86	0.063	-.0009026	.0340986
2016	.0088536	.0074877	1.18	0.238	-.0058618	.0235689
2017	.0039292	.0074822	0.53	0.600	-.0107756	.0186339
2018	.0085632	.0063191	1.36	0.176	-.0038556	.0209819
2019	.009986	.006553	1.52	0.128	-.0028926	.0228645
2020	.0022393	.0066399	0.34	0.736	-.0108099	.0152886
2021	.0051314	.0059503	0.86	0.389	-.0065627	.0168255
2023	-.0089004	.0066019	-1.35	0.178	-.021875	.0040743
2024	-.0005257	.0062044	-0.08	0.933	-.012719	.0116676
_cons	-.3086364	.2725189	-1.13	0.258	-.8442136	.2269409

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.00  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.35  Pr > z =  0.729
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  25.42  Prob > chi2 =  0.883
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  32.54  Prob > chi2 =  0.587
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(6) Loại ngành Tài nguyên Cơ bản

```
====================================
Loai nganh sector_id = 6
====================================
  6,140
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2022.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      5705
Time variable : year                            Number of groups   =       433
Number of instruments = 63                      Obs per group: min =         4
F(27, 432)    =     52.66                                        avg =     13.18
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .4853755   .0978015     4.96   0.000     .2931494    .6776015
             |
         CRA |  -.7889411   .3507971    -2.25   0.025    -1.478422   -.0994598
         CRD |   .4047295   .3436727     1.18   0.240    -.2707491    1.080208
         CRC |    1.29026   .6381064     2.02   0.044      .036081     2.54444
    UI_index |   .0052093    .007458     0.70   0.485    -.0094492    .0198678
    CRA_x_UI |   .0516545   .0374547     1.38   0.169    -.0219615    .1252705
    CRD_x_UI |  -.0444431    .036302    -1.22   0.222    -.1157936    .0269074
    CRC_x_UI |   .0169831   .0146459     1.16   0.247    -.0118031    .0457692
       GSALE |   .0108936   .0108407     1.00   0.316    -.0104135    .0322007
          DE |   .0134647   .0078993     1.70   0.089    -.0020611    .0289905
        LevA |  -.2933903   .1901048    -1.54   0.123    -.6670356    .0802551
        Liq_w |  -.0107992   .0075841    -1.42   0.155    -.0257056    .0041071
      sizeTA |   .0055477   .0094434     0.59   0.557     -.013013    .0241083
       lnAGE |  -.0006835   .0034198    -0.20   0.842    -.0074051     .006038
             |
        year |
        2011 |   .0062234   .0170044     0.37   0.715    -.0271982    .0396451
        2012 |   .0101506   .0148244     0.68   0.494    -.0189863    .0392875
        2013 |   -.015617    .01901    -0.82   0.412    -.0529806    .0217466
        2014 |   .0112045   .0096813     1.16   0.248    -.0078238    .0302328
        2015 |   .0127165   .0117806     1.08   0.281     -.010438    .0358709
        2016 |   .0064888   .0097728     0.66   0.507    -.0127194     .025697
        2017 |   .0046196   .0099646     0.46   0.643    -.0149655    .0242047
        2018 |   .0070341   .0080935     0.87   0.385    -.0088735    .0229417
        2019 |   .0086808    .007674     1.13   0.259    -.0064023    .0237639
        2020 |  -.0002005   .0074921    -0.03   0.979    -.0149259     .014525
        2021 |  -.0008863   .0059593    -0.15   0.882     -.012599    .0108265
        2023 |  -.0094623   .0067536    -1.40   0.162    -.0227362    .0038116
        2024 |   -.001063   .0054803    -0.19   0.846    -.0118343    .0097083
             |
       _cons |   .0307639   .2078419     0.15   0.882    -.3777433     .439271
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.42  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -0.71  Pr > z =  0.479
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  25.06  Prob > chi2 =  0.893
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  28.43  Prob > chi2 =  0.776
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(7)Loại ngành Thực phẩm và đồ uống

```
====================================
Loai nganh sector_id = 7
====================================
  6,216
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: fid				Number of obs	=	5775
Time variable : year				Number of groups	=	439
Number of instruments = 63				Obs per group: min	=	4
F(27, 438)	=	84.56		avg	=	13.15
Prob > F	=	0.000		max	=	14

ROA	Coefficient	Corrected std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ROA						
L1.	.5144267	.0816537	6.30	0.000	.3539449	.6749085
CRA	-.6750723	.249085	-2.71	0.007	-1.164623	-.185522
CRD	.3211735	.2483051	1.29	0.197	-.166844	.8091911
CRC	.9318452	.5845152	1.59	0.112	-.2169581	2.080648
UI_index	.0104284	.0082319	1.27	0.206	-.0057506	.0266073
CRA_x_UI	.066073	.0409257	1.61	0.107	-.0143621	.1465082
CRD_x_UI	-.0729232	.0405474	-1.80	0.073	-.1526148	.0067684
CRC_x_UI	.0288441	.013884	2.08	0.038	.0015565	.0561317
GSALE	-.0018398	.0079175	-0.23	0.816	-.0174009	.0137212
DE	-.0067456	.0051078	-1.32	0.187	-.0167844	.0032932
LevA	-.0226839	.0613278	-0.37	0.712	-.1432173	.0978494
Liq_w	-.0003945	.0021876	-0.18	0.857	-.004694	.0039049
sizeTA	.0088877	.0104354	0.85	0.395	-.0116219	.0293974
lnAGE	-.0019478	.0026759	-0.73	0.467	-.007207	.0033114
year						
2011	.0113113	.0143827	0.79	0.432	-.0169563	.0395789
2012	.019065	.0122208	1.56	0.119	-.0049537	.0430838
2013	-.0026623	.0186061	-0.14	0.886	-.0392306	.033906
2014	.0219834	.008901	2.47	0.014	.0044895	.0394774
2015	.0192815	.0080294	2.40	0.017	.0035006	.0350624
2016	.0153389	.0077096	1.99	0.047	.0001866	.0304913
2017	.0101618	.0075647	1.34	0.180	-.0047058	.0250294
2018	.014736	.0063813	2.31	0.021	.0021941	.0272778
2019	.0141304	.0046773	3.02	0.003	.0049377	.0233231
2020	.0106099	.0041509	2.56	0.011	.0024517	.0187682
2021	.0172228	.0045677	3.77	0.000	.0082455	.0262001
2022	.006712	.0055301	1.21	0.226	-.0041569	.0175808
2024	.0079958	.0046273	1.73	0.085	-.0010987	.0170903
_cons	-.1910201	.2752798	-0.69	0.488	-.7320535	.3500134

```
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.73  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.39  Pr > z =  0.699
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  32.06  Prob > chi2 =  0.611
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  34.93  Prob > chi2 =  0.472
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

(8) Loại ngành Xây dựng và Vật liệu

```
====================================
Loai nganh sector_id = 8
====================================
  5,208
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
2010b.year dropped due to collinearity
2023.year dropped due to collinearity
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
  Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
  Difference-in-Sargan/Hansen statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
------------------------------------------------------------------------------
Group variable: fid                             Number of obs      =      4837
Time variable : year                            Number of groups   =       370
Number of instruments = 63                      Obs per group: min =         4
F(27, 369)    =     65.23                                        avg =     13.07
Prob > F      =     0.000                                        max =        14
------------------------------------------------------------------------------
             |              Corrected
         ROA | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         ROA |
         L1. |   .4849986   .0814567     5.95   0.000     .3248209    .6451762
             |
         CRA |  -.9116023   .2409925    -3.78   0.000    -1.385493   -.4377113
         CRD |   .7458281   .2187502     3.41   0.001     .3156748    1.175981
         CRC |   .8883827   .5204697     1.71   0.089    -.1350761    1.911841
    UI_index |   .0097411   .0069104     1.41   0.159    -.0038475    .0233298
    CRA_x_UI |   .0805431    .033875     2.38   0.018     .0139309    .1471553
    CRD_x_UI |  -.0874476   .0299775    -2.92   0.004    -.1463957   -.0284995
    CRC_x_UI |   .0246347   .0109462     2.25   0.025       .00311    .0461595
       GSALE |  -.0036295   .0074647    -0.49   0.627    -.0183082    .0110493
          DE |  -.0033271   .0055436    -0.60   0.549     -.014228    .0075738
        LevA |  -.1155486   .0900174    -1.28   0.200    -.2925601    .0614629
       Liq_w |  -.0017577   .0037325    -0.47   0.638    -.0090973    .0055819
      sizeTA |   .0115142   .0093771     1.23   0.220     -.006925    .0299534
       lnAGE |  -.0009243   .0034154    -0.27   0.787    -.0076403    .0057918
             |
        year |
        2011 |   .0249783   .0138064     1.81   0.071    -.0021707    .0521274
        2012 |   .0245436    .010417     2.36   0.019     .0040595    .0450276
        2013 |  -.0063819   .0212676    -0.30   0.764    -.0482027    .0354389
        2014 |   .0235794   .0088236     2.67   0.008     .0062286    .0409303
        2015 |    .024375   .0081475     2.99   0.003     .0083536    .0403964
        2016 |   .0189297   .0066676     2.84   0.005     .0058184     .032041
        2017 |   .0154216   .0072706     2.12   0.035     .0011246    .0297187
        2018 |   .0198971   .0057616     3.45   0.001     .0085673    .0312268
        2019 |   .0179052   .0051982     3.44   0.001     .0076834     .028127
        2020 |   .0108941   .0043393     2.51   0.012     .0023613    .0194269
        2021 |   .0198451   .0048747     4.07   0.000     .0102594    .0294309
        2022 |   .0105854   .0065591     1.61   0.107    -.0023126    .0234834
        2024 |   .0105131   .0058514     1.80   0.073    -.0009932    .0220193
             |
       _cons |  -.2337665   .2580053    -0.91   0.365    -.7411117    .2735787
------------------------------------------------------------------------------
Instruments for first differences equation
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    L(2/4).(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    L(2/6).(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
    CRC_x_UI L.Liq_w lnAGE 2010b.year 2011.year 2012.year 2013.year 2014.year
    2015.year 2016.year 2017.year 2018.year 2019.year 2020.year 2021.year
    2022.year 2023.year 2024.year
    _cons
  GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
    DL.(CRA CRD L.CRA_x_UI L.CRD_x_UI) collapsed
    DL.(L.ROA CRC UI_index L.sizeTA L2.DE) collapsed
------------------------------------------------------------------------------
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -4.87  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.79  Pr > z =  0.429
------------------------------------------------------------------------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(35)   =  27.84  Prob > chi2 =  0.800
  (Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35)   =  28.10  Prob > chi2 =  0.789
  (Robust, but weakened by many instruments.)
```

PL2.12. Phân tích tác động biên riêng lẻ từng kênh

Tác động biên của CRA

```
. * Kiểm tra phân phối UI_index trong mẫu ước lượng

.
. summ UI_index if e(sample), detail
```

UI_index_PCA

Percentiles		Smallest		
1%	-.5488148	-.5492254		
5%	-.4910706	-.5492254		
10%	-.4625279	-.5492254	Obs	6,376
25%	-.4183804	-.5492254	Sum of wgt.	6,376
50%	-.3201733		Mean	.0055652
		Largest	Std. dev.	1.68243
75%	-.1260755	17.30069		
90%	.7310517	17.30069	Variance	2.830571
95%	.807106	17.30069	Skewness	9.552839
99%	1.318911	17.30069	Kurtosis	98.12513

```
. lincom CRA + `UI_p25'*CRA_x_UI

 ( 1)  CRA - .4183804*CRA_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	-.5616414	.2728065	-2.06	0.040	-1.097676	-.0256072

```
.
. lincom CRA + `UI_p50'*CRA_x_UI

 ( 1)  CRA - .3201733*CRA_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	-.5652463	.2727918	-2.07	0.039	-1.101251	-.0292411

```
.
. lincom CRA + `UI_p75'*CRA_x_UI

 ( 1)  CRA - .1260755*CRA_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	-.572371	.272806	-2.10	0.036	-1.108404	-.0363379

```
.
. nlcom UI_threshold: -_b[CRA] / _b[CRA_x_UI]

UI_threshold: -_b[CRA] / _b[CRA_x_UI]
```

ROA	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
UI_threshold	-15.71904	11.36226	-1.38	0.167	-37.98865	6.550574

Tác động biên của CRD

Tác động cận biên của CRD tại P25 của UI_index

```
.
. lincom CRD + `UI_p25'*CRD_x_UI

 ( 1)  CRD - .4183804*CRD_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	.0226321	.1871086	0.12	0.904	-.3450152	.3902794

Tác động cận biên của CRD tại CRD của P50 of UI_index

```
.
. lincom CRD + `UI_p50'*CRD_x_UI

 ( 1)  CRD - .3201733*CRD_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	.0191232	.1872361	0.10	0.919	-.3487748	.3870211

Tác động cận biên của CRD tại P75 của UI_index

```
.
. lincom CRD + `UI_p75'*CRD_x_UI

 ( 1)  CRD - .1260755*CRD_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	.0121881	.1875478	0.06	0.948	-.3563222	.3806984

```
UI_CRD_thr~d: -_b[CRD] / _b[CRD_x_UI]
```

ROA	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
UI_CRD_threshold	.2150441	5.269726	0.04	0.967	-10.11343	10.54352

```
.
. count if e(sample) & UI_index > `UI_CRD_threshold'
  1,044

.
. local above = r(N)

.
. display " Số lượng trên ngưỡng = " `above'
 Số lượng trên ngưỡng = 1044

.
. display " Tổng số quan sát = " `total'
 Tổng số quan sát = 6376

.
. display " Tỷ lệ trên ngưỡng (%) = " 100*`above'/`total'
 Tỷ lệ trên ngưỡng (%) = 16.373902
```

Tác động biên của CRC

```
Tác động cận biên của CRC tại P25 của UI_index

.
. lincom CRC + `UI_p25'*CRC_x_UI

 ( 1)  CRC - .4183804*CRC_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	1.650838	.5842916	2.83	0.005	.5027708	2.798905

```
. display " Tác động cận biên của CRC tại CRC của P50 of UI_index"
 Tác động cận biên của CRC tại CRC của P50 of UI_index

.
. lincom CRC + `UI_p50'*CRC_x_UI

 ( 1)  CRC - .3201733*CRC_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	1.653341	.5842046	2.83	0.005	.5054444	2.801237

```
. display " Tác động cận biên của CRC tại P75 của UI_index"
 Tác động cận biên của CRC tại P75 của UI_index

.
. lincom CRC + `UI_p75'*CRC_x_UI

 ( 1)  CRC - .1260755*CRC_x_UI = 0
```

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	1.658287	.5840381	2.84	0.005	.5107175	2.805856

```
. nlcom UI_CRC_threshold: -_b[CRC] / _b[CRC_x_UI]

JI_CRC_thr~d: -_b[CRC] / _b[CRC_x_UI]
```

ROA	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
JI_CRC_threshold	-65.20151	37.18504	-1.75	0.080	-138.0829	7.679836

```
.
. local UI_CRC_threshold = -_b[CRC] / _b[CRC_x_UI]

.
. display "Vùng UI_index quan sát: " `UI_min' " to " `UI_max'
/ùng UI_index quan sát: -.54922544 to 17.300687

.
. display " Ngưỡng xấp xỉ = " `UI_CRC_threshold'
 Ngưỡng xấp xỉ = -65.201507
```

PL2.13. Tác động biên Mô hình tổng hợp CRA-CRD-CRC

Tác động cận biên của CRA tại P25 của UI_index

(1) **CRA - .4183804*CRA_x_UI = 0**

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	-.9524955	.2615068	-3.64	0.000	-1.466327	-.438664

Tác động cận biên của CRA tại P50 của UI_index

(1) **CRA - .3201733*CRA_x_UI = 0**

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	-.9437889	.2600906	-3.63	0.000	-1.454838	-.4327401

Tác động cận biên của CRA tại P75 của UI_index

(1) **CRA - .1260755*CRA_x_UI = 0**

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	-.9265811	.2574055	-3.60	0.000	-1.432354	-.4208082

UI_CRA_thr~d: **-_b[CRA] / _b[CRA_x_UI]**

ROA	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
UI_CRA_threshold	10.3254	4.060401	2.54	0.011	2.367162	18.28364

Vùng UI_index quan sát: -.54922544 đến 17.300687
Ngưỡng chuyển dấu xấp xỉ của CRA = 10.325401
  6,376
  56
Số lượng quan sát trên ngưỡng = 56
Tổng số quan sát trong mẫu ước lượng = 6376
Tỷ lệ quan sát trên ngưỡng (%) = .8782936
==========
Tác động cận biên của CRD tại P25 của UI_index

(1) **CRD - .4183804*CRD_x_UI = 0**

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	.5960497	.2610239	2.28	0.023	.0831671	1.108932

Tác động cận biên của CRD tại P50 của UI_index

(1) **CRD - .3201733*CRD_x_UI = 0**

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	.5861652	.2587544	2.27	0.024	.0777418	1.094589

Tác động cận biên của CRD tại P75 của UI_index

(1) **CRD - .1260755*CRD_x_UI = 0**

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	.5666293	.2543429	2.23	0.026	.066874	1.066385

UI_CRD_thr~d: -_b[CRD] / _b[CRD_x_UI]

ROA	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
UI_CRD_threshold	5.503636	1.943089	2.83	0.005	1.695252	9.31202

Vùng UI_index quan sát: -.54922544 đến 17.300687
Ngưỡng chuyển dấu xấp xỉ của CRD = 5.5036358
  6,376
  56
Số lượng quan sát trên ngưỡng = 56
Tổng số quan sát trong mẫu ước lượng = 6376
Tỷ lệ quan sát trên ngưỡng (%) = .8782936

Tác động cận biên của CRC tại P25 của UI_index

(1) CRC - .4183804*CRC_x_UI = 0

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	1.122028	.4922182	2.28	0.023	.1548743	2.089181

Tác động cận biên của CRC tại P50 của UI_index

(1) CRC - .3201733*CRC_x_UI = 0

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	1.124991	.492245	2.29	0.023	.1577853	2.092198

Tác động cận biên của CRC tại P75 của UI_index

(1) CRC - .1260755*CRC_x_UI = 0

ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
(1)	1.130849	.4923087	2.30	0.022	.1635179	2.09818

UI_CRC_thr~d: -_b[CRC] / _b[CRC_x_UI]

ROA	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
UI_CRC_threshold	-37.59761	23.06846	-1.63	0.103	-82.81096	7.615735

Vùng UI_index quan sát: -.54922544 đến 17.300687
Ngưỡng chuyển dấu xấp xỉ của CRC = -37.59761
  6,376
  6,376
Số lượng quan sát trên ngưỡng = 6376
Tổng số quan sát trong mẫu ước lượng = 6376
Tỷ lệ quan sát trên ngưỡng (%) = 100