BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN
----------*----------

PHAN TẤT HIỂN

CÁC MÔ HÌNH HỘI TỤ NĂNG SUẤT TRONG NGÀNH CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2000 - 2010

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

HÀ NỘI - 2016
BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO

TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN

----------*----------

PHAN TẤT HIỂN

CÁC MÔ HÌNH HỘI TỤ NĂNG SUẤT TRONG NGÀNH CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2000 - 2010

Chuyên ngành : Toán kinh tế

Mã số : 62.31.01.01

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Người hướng dẫn khoa học: GS.TS. NGUYỄN KHẮC MINH

HÀ NỘI - 2016

LỜI CAM ĐOAN

Tôi xin cam đoan rằng Luận án này đã được thực hiện với sự trung thực từ tổng quan nghiên cứu đến các nghiên cứu định lượng, phân tích dữ liệu và báo cáo kết quả.

Trên cơ sở tổng quan các nghiên cứu, tôi cam đoan rằng những kết quả nghiên cứu trong luận án này một phần là mới, một phần củng cố, khẳng định lại các kết quả nghiên cứu trước.

Tôi xin chịu trách nhiệm về lời cam đoan của mình.

Giáo viên hướng dẫn	**Tác giả luận án**
GS. TS. Nguyễn Khắc Minh	**Phan Tất Hiển**

LỜI CẢM ƠN

Tác giả xin bày tỏ lòng biết ơn sâu sắc tới GS.TS.Nguyễn Khắc Minh, người hướng dẫn khoa học, đã tận tình hướng dẫn tác giả trong suốt quá trình thực hiện luận án.

Tác giả xin tỏ lòng biết ơn sâu sắc đến PGS.TS. Nguyễn Thị Minh, TS. Nguyễn Mạnh Thế, PGS. TS Ngô Văn Thứ cùng các thầy giáo, cô giáo trong khoa Toán Kinh tế Trường Đại học Kinh tế Quốc dân đã nhiệt tình giảng dạy và giúp đỡ tác giả trong suốt quá trình học tập, nghiên cứu.

Xin chân thành cảm ơn các thầy các cô Viện đào tạo Sau Đại học Trường Kinh tế quốc dân đã tạo điều kiện giúp đỡ tôi trong suốt quá trình học tập.

Xin chân thành cảm ơn Ban lãnh đạo trường Đại học Sài Gòn, PGS.TS. Phạm Hoàng Quân, cùng các thầy cô giáo của Khoa Toán- Ứng dụng Trường Đại học Sài Gòn đã tạo mọi điều kiện thuận lợi cho tôi trong quá trình học tập và nghiên cứu.

Xin chân thành cảm ơn anh Đỗ Văn Lâm-Chuyên viên Bộ Kế hoạch Đầu tư, anh Phạm Khánh Linh, Bộ môn Kinh tế - Khoa Kinh tế & Quản lý - Đại học Thủy Lợi, cùng toàn thể anh em, bạn bè luôn chia sẽ và giúp đỡ tác giả trong quá trình nghiên cứu.

Cuối cùng, xin gửi lời cám ơn đến cha mẹ và toàn thể gia đình đã luôn tin tưởng, đồng hành cùng tác giả trong suốt thời gian dài học tập.

Tác giả

Phan Tất Hiển

NHỮNG ĐÓNG GÓP MỚI CỦA LUẬN ÁN

Đề tài luận án: **Các mô hình hội tụ năng suất trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2010.**

Chuyên ngành: Toán Kinh tế

Mã số: 62.31.01.01

Nghiên cứu sinh: Phan Tất Hiển

Người hướng dẫn: **GS. TS. Nguyễn Khắc Minh**

Kết luận: Đề tài "Các mô hình hội tụ năng suất các nhân tố tổng hợp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000 - 2010" đã xem xét và trả lời các câu hỏi trong mục tiêu nghiên cứu của đề tài, quá trình nghiên cứu thực nghiệm giúp chúng tôi đưa ra một số kết luận như sau:

- *Về mặt lý luận, lý thuyết*

Luận án đề xuất các mô hình thực nghiệm cho các mô hình hội tụ có điều kiện đối với ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam. Đưa vào các biến mới là các biến lan tỏa ngược, lan tỏa xuôi, lan tỏa công nghệ, tính toán TFP của ngành với 3 phương pháp khác nhau phục vụ trong các mô hình hội tụ có điều kiện.

- *Những phát hiện đề xuất từ kết quả nghiên cứu*

Không tồn tại hội tụ sigma (σ) trên toàn nền kinh tế Việt Nam. Tồn tại hội tụ không điều kiện hay hội tụ tuyệt đối và hội tụ có điều kiện ở cấp độ doanh nghiệp. Bên cạnh đó tồn tại trạng thái dừng của TFP cấp tỉnh. Kết quả cụ thể như sau:

Kết quả từ ước lượng hội tụ từ số liệu chéo bằng hồi quy Barro: Tồn tại hội tụ không điều kiện hay hội tụ tuyệt đối và hội tụ có điều kiện. Tốc độ hội tụ không điều kiện, hay hội tụ tuyệt đối, dao động trong khoảng 1,6%-3,74% một năm. Điều này có nghĩa là trung bình mỗi năm các doanh nghiệp có năng suất thấp có thể thu hẹp khoảng cách so với doanh nghiệp có năng suất cao nhất từ 1,6% đến 3,74%. Yếu tố lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI liên ngành đóng góp tích cực vào kết quả hội tụ của năng suất các yếu tố tổng hợp. Với sự tác động của các biến này, tốc độ hội tụ của các chuỗi TFP theo các phương pháp dữ liệu chéo được tăng lên 2,54% -6,06% (đối với tác động của biến lan tỏa công nghệ), và 4,81%-7,78% (đối với tác động của các biến lan tỏa FDI). Nghĩa là với các tác động tương ứng của biến lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI thì trung bình mỗi năm các doanh nghiệp có năng suất thấp có thể thu hẹp khoảng cách so với doanh nghiệp có năng suất cao nhất từ 2,56% đến 6,06% và từ 4,81% đến 7,78%. Các biến truyền tải *Back*và *Hor* (các biến đại diện cho

lan tỏa xuôi) có tác động tích cực đến tốc độ hội tụ, các biến *Sback* và *Forwad* (các biến đại diện cho lan tỏa ngược) kìm hãm sự hội tụ của năng suất các doanh nghiệp.

Kết quả hồi quy từ số liệu mảng: Tồn tại hội tụ không điều kiện và hội tụ có điều kiện dưới sự tác động của biến lan tỏa công nghệ vàcác biến truyền tải FDI. Tốc độ của hội tụ không điều kiện là 3,26%-5,68%. Tốc độ này sẽ là 3,32%-6,21% (đối với tác động của biến lan tỏa công nghệ),và 7,24%-10,61% (đối với tác động của các biến truyền tải FDI). Các biến truyền tải *Back* và *Hor* (các biến đại diện cho lan tỏa xuôi) có tác động tích cực đến tốc độ hội tụ, các biến *Sback* và *Forwad* (các biến đại diện cho lan tỏa ngược) kìm hãm sự hội tụ của năng suất các doanh nghiệp.

Kết quả từ phương pháp xích Markov: Các doanh nghiệp của ngành này phân bố thành 5 nhóm trạng thái khác nhau. Trạng thái 1, các doanh nghiệp kém phát triển chiếm 16,4%; trạng thái 2, các doanh nghiệp phát triển cận dưới mức trung bình chiếm 26,5%; trạng thái 3, các doanh nghiệp xung quanh giá trị trung bình chiếm 15,4%; trạng thái 4, các doanh nghiệp phát triển khá chiếm 12,3% và trạng thái 5, các doanh nghiệp phát triển tốt chiếm 29,3%. Thời gian để đạt đến trạng thái dừng vào khoảng 24 -25 năm.

Khối doanh nghiệp nhà nước ngày càng nắm bắt và phát huy tốt hơn yếu tố khoa học công nghệ được trạng bị. Các doanh nghiệp này cũng đóng góp tích cực giúp tăng trưởng TFP của ngành. Nó thể hiện ở tỉ lệ các doanh nghiệp nhà nước đạt doanh nghiệp có công nghệ cao tăng lên hàng năm từ 35,56% năm 2000 đến 53,19% năm 2012.

Người hướng dẫn	Nghiên cứu sinh
GS.TS. Nguyễn Khắc Minh	**Phan Tất Hiển**

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN ..... **i**
DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT ..... **viii**
DANH MỤC BẢNG ..... **ix**
DANH MỤC HÌNH ..... **xi**
MỞ ĐẦU **1**
CHƯƠNG 1: CƠ SỞ LÍ LUẬN VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨUCÁC MÔ HÌNH HỘI TỤ NĂNG SUẤT **6**
1.1. Cơ sở lý thuyết hội tụ **6**
1.1.1. Giới thiệu mô hình **6**
1.1.2. Quá trình vận động của hệ thống 9
1.1.3. Phân biệt về mặt thực nghiệm các mô hình tăng tưởng nội sinh và tân cổ điển 12
1.2. Cơ sở các mô hình thực nghiệm 13
1.2.1 Mô hình tân cổ điển: một loại tư bản, tiến bộ công nghệ ngoại sinh 13
1.2.2. Mô hình tân cổ điển: nhiều loại tư bản 20
1.3. Các phương pháp tiếp cận hồi quy và tổng quan nghiên cứu **24**
1.3.1. Phương pháp tiếp cận hồi quy chéo 24
1.3.2. Nghiên cứu thực nghiệm phương pháp sử dụng dữ liệu bảng (mảng) 29
1.3.3. Cách tiếp cận phân phối trong nghiên cứu hội tụ 32
1.3.4. Một số phương pháp tiếp cận khác 35
CHƯƠNG 2:CƠ SỞ PHƯƠNG PHÁP LUẬN **40**
2.1. Cơ sở phương pháp luận về cách tính TFP **40**
2.2.1. Phương pháp bán tham số 40
2.2.2.Phương pháp đa chỉ số 42
2.2. Phương pháp xây dựng các biến có khả năng ảnh hưởng đến tốc độ hội tụ trong điều kiện hội nhập kinh tế **44**
2.2.1. Các Biến lan tỏa công nghệ 44
2.2.2. Cấu trúc các biến truyền tải luồng FDI 45
2.3. Các mô hình hội tụ được sử dụng cho ước lượng thực nghiệm **48**

2.3.1. Mô hình hội tụ sigma (σ) 48
2.3.2. Mô hình hội tụ không điều kiện và mô hình dưới điều kiện hội nhập theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo 49
2.3.3. Mô hình hội tụ không điều kiện và mô hình dưới điều kiện hội nhập theo phương pháp tiếp cận số liệu mảng 52
2.3.4. Mô hình hội tụ theo phương pháp tiếp cận phân phối 55
Tóm tắt chương 2 58
CHƯƠNG 3:KẾT QUẢ THỰC NGHIỆM CÁC MÔ HÌNH HỘI TỤ NĂNG SUẤT CÁC YẾU TỐ TỔNG HỢP NGÀNH CÔNG NGHIỆP CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG GIAI ĐOẠN 2000-2012 59
3.1. Thực hiện tính toán TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012 theo các phương pháp khác nhau. **..... 59**
3.1.1. Giới thiệu về bộ số liệu thựcnghiệm **..... 59**
3.1.2. Ước lượng TFP bằng phương pháp đa chỉ số **..... 76**
3.1.3. Thực trạng TFP ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012. **..... 79**
3.2. Thực nghiệm mô hình hội tụ sigma **..... 83**
3.1.2. Số liệu thực nghiệm 83
3.1.2. Kết quả thực nghiệm **..... 84**
3.2. Thực nghiệm mô hình hội tụ tuyệt đối theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo 85
3.2.1. Số liệu thực nghiệm **..... 85**
3.2.2. Kết quả thực nghiệm **..... 86**
3.3. Mô hình hội tụ không điều kiện theo hướng tiếp cận dữ liệu bảng 88
3.3.1. Số liệu thực nghiệm **..... 88**
3.3.2. Kết quả thực nghiệm **..... 88**
3.4. Hội tụ có điều kiện với tác động của biến lan tỏa công nghệ 90
3.4.1. Kết quả thực nghiệm mô hình hội tụ với sự tác động của biến lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo 91
3.4.2. Kết quả thực nghiệm mô hình hội tụ có tác động của lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận dữ liệu bảng 92

3.4.3. Vai trò của các doanh nghiệp trong nước 94
3.5.Mô hình hội tụ có điều kiện với tác động của FDI.....96
3.5.1.Số liệu thực nghiệm**.....96**
3.5.2.Ảnh hưởng của FDI lên tăng trưởng TFP 97
3.5.3.Mô hình hội tụ có điều kiện theo hướng tiếp cận số liệu chéo 100
3.5.4.Mô hình hội tụ có điều kiện theo hướng tiếp cận dữ liệu bảng 102
3.6.Phương pháp tiếp cận phân phối trong nghiên cứu hội tụ**.....105**
3.6.1.Các biến và số liệu 105
3.6.2. Kết quả thực nghiệm 106
Tóm tắt chương 3.....116
KẾT LUẬN, MỘT SỐ KHUYẾN NGHỊ CHÍNH SÁCH VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU MỞ RỘNG 118
CÁC CÔNG TRÌNH ĐÃ CÔNG BỐ CỦA TÁC GIẢ
DANH MỤC CÁC TÀI LIỆU THAM KHẢO
PHỤ LỤC

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

Kí hiệu	Ý nghĩa
Back	Backward
CBTP-ĐU	Ngành chế biến thực phẩm và đồ uống
CNCT	Ngành công nghiệp chế tác
Δ TFPi	Khoảng cách năng suất các nhân tố tổng hợp ước lượng theo phương pháp bán tham số OP
Δ TFPm	Khoảng cách năng suất các nhân tố tổng hợp ước lượng theo phương pháp bán tham sô LP
Δ TFPi	Khoảng cách năng suất các nhân tố tổng hợp ước lượng theo phương pháp đa chỉ số
FDI	Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài
FE	Phương pháp tác động cố định
For	Forward
GSO	Tổng cục thống kê
HAC	Phương pháp khắc phục tự tương quan HAC
Hor	Horizontal
LM	Phương pháp ước lượng hợp lí cực đại
lnTFPcs	Logarit của TFPcs
lnTFPi	Logarit của TFPi
lnTFPm	Logarit của TFPm
LP	Levinshon-Petrin
NAFTA	Hiệp định tự do Bắc Mỹ North America Free Trade Agreement
OECD	Organization forEconomic Co-operation and Development
OLS	Phương pháp bình phương nhất
OP	Olley-Pakes
RE	Phương pháp tác động ngẫu nhiên
Sback	Sbackword
TFP	Năng suất các nhân tố tổng hợp
TFPcs	Năng suất các yếu tố tổng hợp ước lượng theo phương pháp đa chỉ số
TFPi	Năng suất các yếu tố tổng hợp ước lượng theo phương pháp bán tham số Olley-Pakes
TFPm	Năng suất các nhân tố tổng hợp ước lượng theo phương pháp bán tham số Levinshon-Petrin

DANH MỤC BẢNG

Bảng 1.1: Hội tụ sử dụng loại hồi quy Barro 28
Bảng 1.2: Hội tụ sử dụng loại dữ liệu mảng.....31
Bảng 1.3: Hội tụ sử dụng tiếp cận phân phối 34
Bảng 1.4: Hội tụ theo các phương pháp tiếp cận khác 35
Bảng 2.1: Các biến truyền tải FDI và ý nghĩa của nó 47
Bảng 3.1: Số liệu tính toán TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống 61
Bảng 3.2. Tốc độ tăng trưởng của các nhân tố kinh tế 62
Bảng 3.3: Tóm tắt công thức xác định các biến số sử dụng trong từng phương pháp ..72
Bảng 3.4: Tóm tắt các thống kê cơ bản của bộ số liệu tính TFP.....72
Bảng 3.5: Kết quả hồi quy quan hệ giữa lnva và lnl, lnk 73
Bảng 3.6: Ước lượng TFP cho các ngành có tần số 13 năm 74
Bảng 3.7:Ước lượng TFP cho các ngành có tần số 13 năm 75
Bảng 3.8: Thống kê cơ bản của TFP ước lượng theo phương pháp bán tham số 76
Bảng 3.9: Phần chia của vốn và lao động các năm 2000-2012 77
Bảng 3.10: Tóm tắt các thống kê cơ bản của TFP theo các loại hình doanh nghiệp 79
Bảng 3.11: Bảng tăng trưởng TFP hàng năm 82
Bảng 3.12: Thống kê cơ bản các chuỗi TFP cấp tỉnh.....83
Bảng 3.13: Kết quả kiểm định phần dư có phân phối chuẩn.....84
Bảng 3.14: Tóm tắt các biến mô hình hội tụ theo cách tiếp cận số liệu chéo 85
Bảng 3.15: Hội tụ không điều kiện theo dữ liệu chéo 86
Bảng 3.16: Tóm tắt thống kê các chuỗi lnTFP 88
Bảng 3.17: Kết quả hội tụ không điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu bảng 89
Bảng 3.18: Tóm tắt thống kê các biến trong nhóm công nghệ cao 90
Bảng 3.19: Kết quả hội tụ dưới tác động của biến lan tỏa công nghệtheo phương pháp tiếp cận số liệu chéo 91
Bảng 3.20: Kết quả hội tụ có tác động của lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận dữ liệu mảng.....93

Bảng 3.21: Các doanh nghiệp có công nghệ cao và các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài 95
Bảng 3.22: Tóm tắt thống kê cơ bản của các biến truyền tải FDI và đặc trưng doanh nghiệp và đặc trưng của thị trường tài chính. 97
Bảng 3.23: Kết quả ước lượng hàm sản xuất để tính TFP theo phương pháp bán tham số 98
Bảng 3.24: Kết quả hội tụ có điều kiện theo số liệu chéo 100
Bảng 3.25: Hội tụ có tác động của biến truyền tải FDI theo phương pháp số liệu bảng 103
Bảng 3.26: Tóm tắt số liệu và chia khoảng chuỗi F_t 106
Bảng 3.27: Số các tỉnh được phân bố theo các trạng thái trong các năm nghiên cứu 108
Bảng 3.28: Giá trị ma trận chuyển sau 1 thời kỳ (1 năm) 109
Bảng 3.29: Ma trận chuyển chung cho cả 12 chu kỳ 111
Bảng 3.30: Ma trận chuyển sau 3 bước lặp 112
Bảng 3.31: Ma trận chuyển sau 10 bước chuyển 112
Bảng 3.32: Ma trận chuyển sau 13 bước 112
Bảng 3.33: Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 13 năm 113
Bảng 3.34: Ma trận chuyển sau 19 bước 113
Bảng 3.35: Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 19 năm 113
Bảng 3.36: Ma trận chuyển sau 25 bước 114
Bảng 3.37: Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 25 năm 114
Bảng 3.38: Bảng phân phối dự báo cho 13 bước chuyển 115
Bảng 3.39: Tóm tắt kết quả các mô hình thực nghiệm 116
Bảng 3.40: Kết quả dự báo về trạng thái dừng của TFP cấp tỉnh sau 25 năm 117

DANH MỤC HÌNH

Hình 3.1: Biểu đồ tăng trưởng vốn đầu tư trong thời kỳ 2000-2012 63
Hình 3.2: Biểu đồ tăng trưởng lao động.....64
Hình 3.3: Biểu đồ tăng trưởng thu nhập của người lao động.....64
Hình 3.4: Biểu đồ tăng trưởng doanh thu trong thời kỳ 2001-2012.....65
Hình 3.5: Biểu đồ tốc độ tăng trưởng lợi nhuận trong thời kỳ 2001-2012.....65
Hình 3.6: Biểu đồ tăng trưởng giá trị sản xuất trong thời kỳ 2001-2012.....66
Hình 3.7: Biểu đồ tốc độ tăng trưởng của số lượng doanh nghiệp.....66
Hình 3.8: Biểu đồ tỉ lệ nợ trên tài sản.....67
Hình 3.9: Biểu đồ tỉ lệ tài sản lưu động trên nợ 68
Hình 3.10: Biểu đồ tỉ lệ doanh thu trên tài sản thời kỳ 2000-2012 69
Hình 3.11: Biểu đồ tỉ lệ lợi nhuận trên doanh thu thời kỳ 2000-2012 70
Hình 3.12: Biểu đồ tỉ lệ lợi nhuận trên tài sản(ROA) thời kỳ 2000-2012.....70
Hình 3.13: Biểu đồ tỉ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE).....71
Hình 3.14: Biểu đồ phân bố của TFPcs.....78
Hình 3.15: Biểu đồ phân bố của TFPi 78
Hình 3.16: Biểu đồ phân bố của TFPm 78
Hình 3.17: Tốc độ tăng trưởng TFP hàng năm giai đoạn 2000-2012 82

MỞ ĐẦU

1. Lí do chọn đề tài

Lý thuyết hội tụ có một vai trò quan trọng trong lý thuyết và thực tiễn. Nghiên cứu hội tụ trong kinh tế thực chất là xem xét về sự bắt kịp về năng suất, hiệu quả, thu nhập,...của các đối tượng nghiên cứu. Nếu xem xét về hiệu quả năng suất thì nó cho biết các doanh nghiệp có trình độ công nghệ thấp, chưa phát triển có đuổi kịp các doanh nghiệp có trình độ cao, đã phát triển hay không. Điều này còn cho biết sự chênh lệch về hiệu quả kinh tế ở các vùng, các loại hình kinh tế, loại hình doanh nghiệp. Nó phản ánh tầm ảnh hưởng của năng lực quản lí, môi trường kinh tế, trình độ tay nghề của người lao động cũng như khả năng ứng dụng công nghệ trong quá trình sản xuất.

Trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu đang có nhiều biến động, xu hướng hội nhập quốc tế để phát triển kinh tế là tất yếu với các quốc gia, các nền kinh tế. Trong điều kiện ấy mở ra cho chúng ta nhiều cơ hội phát triển nhưng cũng đặt chúng ta trước những thách thức không nhỏ. Làm thế nào để chúng ta hội nhập mà không đánh mất những bản sắc của mình? Trước những bài toán phát triển và hội nhập kinh tế đó, chúng ta cần phải giải quyết tốt hơn bài toán về quy hoạch phát triển kinh tế vĩ mô. Nghĩa là phải xác định nền kinh tế cần đầu tư phát triển những ngành nào để nền kinh tế phát triển ổn định theo hướng bền vững. Để có cơ sở cho việc đưa ra các quyết định về đầu tư phát triển ngành nào cho nền kinh tế, chúng tôi thực hiện nghiên cứu về sự hội tụ năng suất trong các ngành kinh tế, nhằm trả lời câu hỏi liệu các ngành kinh tế có công nghệ thấp (năng suất thấp) trong điều kiện hội nhập kinh tế quốc tế có bắt kịp các doanh nghiệp có công nghệ cao (năng suất cao) không.

Việt Nam là một nước đang phát triển, có nguồn lao động dồi dào, tài nguyên phong phú. Tuy nhiên, so sánh với các nước trong khu vực Đông Nam Á thì Việt Nam là một trong những nước có năng suất lao động thấp. Đây là một hạn chế rất lớn trong quá trình phát triển kinh tế. Để nền kinh tế tăng trưởng nhanh và bền vững thì nhóm giải pháp quan trọng nhất là hướng đến phải tăng năng suất lao động. Để nâng cao năng suất của nền kinh tế trước hết phải tăng năng suất trong cộng đồng các doanh nghiệp.

Trước những vấn đề thực tiễn đó, chúng tôi chọn "*Các mô hình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010*" làm đề tài nghiên cứu của luận án. Đề tài này sẽ bổ sung một mảnh ghép về bức tranh hội tụ các ngành kinh tế Việt Nam mà nhóm nghiên cứu đã và đang thực hiện.

2. Mục đích nghiên cứu của luận án

Luận án nghiên cứu sự hội tụ của năng suất các nhân tố tổng hợp cấp độ doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Luận án nghiên cứu thực nghiệm các cách tiếp cận khác nhau để ước lượng phương trình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp, đồng thời sẽ xem xét các biến truyền tải FDI và biến lan tỏa công nghệ ảnh hưởng đến hội tụ TFP như thế nào. Kết quả nghiên cứu sẽ giúp chúng ta trả lời câu hỏi của nhà quản lí: "T*rong một ngành kinh tế, liệu các doanh nghiệp chưa được đầu tư, chưa phát triển có thể đầu tư để nó phát triển bắt kịp các doanh nghiệp khác đã phát triển hay không? Hiệu quả của đầu tư FDI vào ngành công nghiệp thực phẩm và đồ uống như thế nào? Từ đó gợi ý cho các nhà chính sách trước khi đề ra các quyết định chính sách cho ngành phát triển".* Để thực hiện điều đó, chúng tôi đặt ra các câu hỏi nghiên cứu như sau:

- Sự hội tụ năng suất các nhân tố tổng hợp có tồn tại trong ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam hay không?
- Các nhân tố FDI và lan tỏa công nghệ có ảnh hưởng như thế nào đến quá trình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012?

3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu của luận án

Đối tượng nghiên cứu

Luận án nghiên cứu sự hội tụ của năng suất các yếu tố tổng hợp, ảnh hưởng của các biến truyền tải FDI, các đặc trưng doanh nghiệp và lan tỏa công nghệ đến sự sự hội tụ.

Phạm vi nghiên cứu

Luận án chỉ nghiên cứu hội tụ TFP của các doanh nghiệp ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2010. Dữ liệu được lấy từ bộ số

liệu của tổng cục thống kê, gồm những doanh nghiệp có mặt đầy đủ 13 năm từ 2000-2012.

4. Phương pháp nghiên cứu

Luận án đã sử dụng một số phương pháp nghiên cứu như: phương pháp mô tả thống kê, phương pháp phân tích, phương pháp tổng hợp, phương pháp mô hình hóa,....Sử dụng phương pháp mô hình hóa theo các cách tiếp cận khác nhauchúng tôi phân tích, đánh giá các yếu tố ảnh hưởng tới hội tụ TFP, tới tăng trưởng TFP. Từ đó tính được tốc độ hội tụ và thời gian bắt kịp của năng suất của các doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống.

5. Đónggóp của luận án

- *Về mặt lý luận, lý thuyết*

Luận án đề xuất các mô hình thực nghiệm cho các mô hình hội tụ có điều kiện đối với ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam. Đưa vào các biến mới là các biến lan tỏa ngược, lan tỏa xuôi, lan tỏa công nghệ, tính toán TFP của ngành với 3 phương pháp khác nhau phục vụ trong các mô hình hội tụ có điều kiện.

- *Những phát hiện đề xuất từ kết quả nghiên cứu*

Không tồn tại hội tụ sigma (σ) trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống ở Việt Nam. Tồn tại hội tụ không điều kiện và có điều kiện ở cấp độ doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và TFP tồn tại trạng thái dừng theo các tỉnh. Kết quả cụ thể như sau:

*Kết quả từ ước lượng hội tụ từ số liệu chéo bằng hồi quy Barro:*Tồn tại hội tụ không điều kiện và có điều kiện.Tốc độ hội tụ không điều kiện giao động trong khoảng 1,6%-3,74%. Yếu tố lan tỏa công nghệ và truyền tải FDI liên ngành đóng góp tích cực vào kết quả hội tụ của năng suất các yếu tố tổng hợp. Với sự tác động của các biến này, tốc độ hội tụ của các chuỗi TFP theo các phương pháp dữ liệu chéođược tăng lên 2,54% -6,06% (với tác động của lan tỏa công nghệ) và 4,81%-7,78% (với tác động của các biến lan tỏa FDI).

Kết quả hồi quy từ số liệu mảng: Tồn tại hội tụ không điều kiện và hội tụ có điều kiện dưới sự tác động của yếu tố lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI. Tốc độ của hội tụ không điều kiện là 3,26% - 5,68%. Tốc độ này sẽ là 3,32% - 6,21% (với tác động của lan tỏa công nghệ) và 7,24%-10,61% (với tác động của các biến truyền tải FDI).

Kết quả từ phương pháp xích Markov:Các doanh nghiệp của ngành này phân bố thành 5 nhóm trạng thái khác nhau. Trạng thái 1, các doanh nghiệp kém phát triển chiếm 16,4%; trạng thái 2, các doanh nghiệp phát triển cận dưới mức trung bình chiếm 26,5%; trạng thái 3, các doanh nghiệp xung quanh giá trị trung bình chiếm 15,4 %; trạng thái 4, các doanh nghiệp phát triển khá chiếm 12,3% và trạng thái 5, các doanh nghiệp phát triển rất tốt chiếm 29,3%. Thời gian để đạt đến trạng thái dừng vào khoảng 24 -25 năm.

Khối doanh nghiệp nhà nước ngày càng nắm bắt và phát huy tốt hơn yếu tố khoa học công nghệ được trạng bị. Các doanh nghiệp này cũng đóng góp tích cực giúp tăng trưởng TFP của ngành. Nó thể hiện ở tỉ lệ các doanh nghiệp nhà nước đạt doanh nghiệp có công nghệ cao tăng lên hàng năm từ 35,56% năm 2000 đến 53,19% năm 2012.

Các kết quả cho thấy, chúng ta cần phải đầu tư tốt hơn vào phát triển công nghệ cao trong ngành, sự giao lưu học hỏi công nghệ tiến tiến kể cả cách thức quản lí của các doanh nghiệp trong ngành cần được mở rộng nhiều hơn. Các chính sách cần được cải thiện và tạo điều kiện cho các đối tác nước ngoài vào hợp tác, đầu tư vào ngành này một cách thông thoáng hơn. Sử dụng đúng mục đích nguồn lao động bậc cao trong quá trình sản xuất, vận hành chuỗi kinh tế của ngành, tạo điều kiện để phát huy giá trị về lan tỏa công nghệ và ảnh hưởng đường biên giới lên tăng trưởng và hội tụ năng suất các nhân tố tổng hợp.

6. Kết cấu của luận án

Ngoài phần mở đầu, cam kết, mục lục, phụ lục các bảng biểu, kết luận và kiến nghị chính sách, luận án được chia thành 3 chương.

- Chương 1: Cơ sở lí luận và tổng quan nghiên cứu các mô hình hội tụ năng suất. Chương 1 trình bày về cơ sở lí thuyết của sự hội tụ và cơ sở lí thuyết các mô hình thực nghiệm về sự hội tụ. Sau đó là phần tổng quan các nghiên cứu về hội tụ ở trong nước và quốc tế.
- Chương 2: Cơ sở phương pháp luận. Trong chương này trình bày về các cơ sở phương pháp luận về cách tính TFP, phương pháp xây dựng các biến có ảnh hưởng đến tốc độ hội tụ trong điều kiện hộp nhập kinh tế và các mô hình hội tụ sử dụng cho ước lượng thực nghiệm mà luận án sử dụng.
- Chương 3: Kết quả thực nghiệm các mô hình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012. Phần đầu chúng tôi trình bày về cách ước lượng TFP theo các phương pháp khác nhau và thực trạng của TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012. Phần tiếp theo là kết quả của các mô hình thực nghiệm đã nêu ở chương 2.

CHƯƠNG 1
CƠ SỞ LÍ LUẬN VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU CÁC MÔ HÌNH HỘI TỤ NĂNG SUẤT

Trong chương này, phần đầu trình bày các cơ sở của các mô hình hội tụ năng suất được nghiên cứu.Bao gồm, cơ sở lý thuyết hội tụ và cơ sở các mô hình thực nghiệm.Phần còn lại chúng tôi trình bày về tổng quan các công trình nghiên cứu về hội tụ năng suất và rút ra các vấn đề cần nghiên cứu của luận án.

1.1. Cơ sở lý thuyết hội tụ

Trong những năm qua, nghiên cứu thực nghiệm về tăng trưởng kinh tế trong dài hạn đã có những bước phát triển khá nhanh. Nội dung nổi bật nhất trong những nghiên cứu này là việc tập trung vào vấn đề hội tụ – tức là các nước nghèo có tăng trưởng nhanh hơn các nước giàu và có thu hẹp khoảng cách với nhau hay không. Đây là một hệ quả cơ bản của mô hình tăng trưởng tân cổ điển của Solow (1956) [72]. Chúng ta có thể tìm thấy quan điểm ủng hộ giả thuyết hội tụ trong nhiều bài báo như, Barro (1991)[9], Barro và Sala-i-Martin (1992)[10], Mankiw, Romer và Weil (1992)[48] và Islam (1995) [40].Những nghiên cứu thực nghiệm này thường tập trung nhiều vào vai trò của tư bản trong việc tạo ra tăng trưởng kinh tế. Vai trò quan trọng của công nghệ được nhấn mạnh sâu hơn trong các mô hình tăng trưởng nội sinh.

1.1.1. Giới thiệu mô hình

Phần này trình bày mô hình tăng trưởng mà chúng ta sẽ sử dụng để phân tích hội tụ. Chúng ta sẽ xem xét một nền kinh tế đóng. Tổng sản lượng được ký hiệu là Y, số lượng lao động là L và lượng vốn nhân lực tích lũy trong lực lượng lao động là H. Do vậy, mức đầu vào lao động hiệu quả là $\tilde{L} = LH$. Có một số dạng vốn vật chất khác nhau mà chúng ta ký hiệu bằng véc-tơ $K = (K_1, K_2,\ldots)$. Cuối cùng, trạng thái công nghệ được ký hiệu là A.

Chúng ta sử dụng hai công nghệ sản xuất khác nhau:

$$Y = \tilde{F}\left(K,\tilde{L},A\right)$$

Trong đó hoặc

$$\tilde{F}\left(K,\tilde{L},A\right)=F\left(K,\tilde{L}A\right) \tag{1.1}$$

hoặc

$$\tilde{F}\left(K,\tilde{L},A\right)=AF\left(K,\tilde{L}\right) \tag{1.2}$$

Sự khác biệt giữa hai dạng này là ở chỗ chúng ta coi thay đổi công nghệ có dạng là tăng hiệu quả lao động (1.1) hay dạng Hicks trung tính (1.2). Chúng ta sẽ sử dụng phương trình(1.1) nhưng cũng có dựa vào phương trình (1.2) để gắn kết với các nghiên cứu trước đây.

Giả sử hàm F khả vi hai lần, thuần nhất bậc 1, tăng dần, lồi đồng thời theo tất cả các đối số và lồi chặt theo từng biến. Chúng ta sẽ sử dụng các kết hợp giả định khác khi áp dụng mô hình tăng trưởng nội sinh. Ngoài ra, chúng ta sử dụng điều kiện Inada đối với F để sao cho:

Với mọi l và mọi A, $\tilde{L}$, $K_1^\dagger, K_2^\dagger, ..., K_{l-1}^\dagger, K_{l+1}^\dagger, ...$ lớn hơn 0:

$$\lim_{K_l \to 0} \tilde{F}\left(K_1^\dagger, K_2^\dagger, ..., K_{l-1}^\dagger, K_{l+1}^\dagger, ..., \tilde{L}, A\right) \geq 0 \tag{1.3}$$

Và với mọi l:

$$\frac{\partial \tilde{F}}{\partial K_l} \to \infty \text{ khi } K_l \to 0 \tag{1.4}$$

Giả định thuần nhất bậc một và tính lõm đã loại bỏ khả năng lợi tức tăng dần của mô hình tăng trưởng nội sinh. Tuy nhiên, như sẽ thấy ở phần dưới, các giả định này có thể sẽ tạo ra những quan sát mà thường được sử dụng làm bằng chứng cho các mô hình tăng trưởng nội sinh với tính chất không lồi theo công nghệ. Ký hiệu mức sản lượng trên một đơn vị lao động hiệu quả là $\tilde{y} = Y/\tilde{L}A$ và véc-tơ $\tilde{k} = \left(\tilde{L}A\right)^{-1} K$. Tuy nhiên, do không quan sát được các biến này, và do vậy chúng ta viết chúng dưới dạng có thể đo được:

$$y = HA \times \tilde{y} = \frac{Y}{L};\ k = \left(k_1, k_2, ...\right) = HA \times \tilde{k} = L^{-1}K$$

Những định nghĩa này hàm ý rằng y = F(k, HA), nếu sử dụng giả định (1.1) và y = AF(k, H) nếu sử dụng giả định (1.2). Ngược lại, với giả định(1.1) tổng sản lượng có thể viết lại thành:

$$Y = \tilde{L}A \times F\left(\left(\tilde{L}A\right)^{-1} K, 1\right) \rightarrow \tilde{y} = f\left(\tilde{k}\right)$$

Trong đó: $f(\cdot) = F(\cdot, 1)$

Tốc độ tăng trưởng sản lượng trên một lao động là:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \left(\frac{\dot{H}}{H} + \frac{\dot{A}}{A}\right) + f\left(\tilde{k}\right)^{-1}\left[\nabla f\left(\tilde{k}\right)\right]' \frac{d\tilde{k}}{dt}$$

Với ∇f ký hiệu cho Gradien của f:

$$\nabla f = \begin{pmatrix} \partial f / \partial \tilde{k}_1 \\ \partial f / \partial \tilde{k}_2 \\ \vdots \end{pmatrix}$$

Nhưng:

$$\left[\nabla f\left(\tilde{k}\right)\right]' \frac{d\tilde{k}}{dt} = \left(\tilde{k}_1 \frac{\partial f\left(\tilde{k}\right)}{\partial \tilde{k}_1}, \tilde{k}_2 \frac{\partial f\left(\tilde{k}\right)}{\partial \tilde{k}_2}, \cdots\right) \begin{pmatrix} \frac{\dot{k}_1}{k_1} - \frac{\dot{H}}{H} - \frac{\dot{A}}{A} \\ \frac{\dot{k}_2}{k_2} - \frac{\dot{H}}{H} - \frac{\dot{A}}{A} \\ \vdots \\ \\ \end{pmatrix}$$

Do vậy ta có:

$$s_1\left(\tilde{k}\right) = \left[\frac{\tilde{k}_1 \times \partial f\left(\tilde{k}\right) / \partial \tilde{k}_1}{f\left(\tilde{k}\right)}\right]$$

(tất nhiên $s_1\left(\tilde{k}\right) \in [0, 1]$ và $\sum_1 s_1\left(\tilde{k}\right) \leq 1$), chúng ta sẽ có phương trình tăng trưởng như sau:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \left(\frac{\dot{H}}{H} + \frac{\dot{A}}{A}\right) + \sum_1 s_1\left(\tilde{k}\right) \times \left\{\frac{\dot{k}_1}{k_1} - \frac{\dot{H}}{H} - \frac{\dot{A}}{A}\right\}$$

hoặc

$$\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = \sum_1 s_1\left(\tilde{k}\right) \times \frac{\dot{\tilde{k}}_1}{\tilde{k}_1} \tag{1.5}$$

Phương trình (1.5) áp dụng cho cả hai phương trình trên do chúng giống nhau.

Với lý do tương tự, áp dụng cho (1.2) chúng ta sẽ rút ra phương trình tăng trưởng:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \left(\frac{\dot{H}}{H} + \frac{\dot{A}}{A}\right) + \sum\nolimits_l s_l\left(\tilde{k}\right) \times \left\{\frac{\dot{k}_l}{k_l} - \frac{\dot{H}}{H} - \frac{\dot{A}}{A}\right\} \tag{1.6}$$

Ở đây chúng được tính trên $\tilde{k}A$ chứ không phải $\tilde{k}$. Nhưng dù đánh giá theo cách nào, mỗi giá trị s_l đều không âm, và tổng của chúng bị giới hạn ở giá trị 1. Khi F có dạng Cobb-Douglas, mỗi giá trị s_l là một hằng số. Tính không âm và bị giới hạn của s_l bắt nguồn từ giả định là F tăng dần, thuần nhất, và lõm. Các biểu thức trong ngoặc bên vế phải của phương trình (1.5) và (1.6) do vậy chỉ có tác động có giới hạn giống nhau lên tốc độ tăng trưởng $\dot{y}/y$ (tức là tác động của $\dot{k}_l/k_l$ lên $\dot{y}/y$ chỉ là tác động kiểu một-một).

1.1.2. Quá trình vận động của hệ thống

Để tìm hiểu quá trình vận động của hệ thống này trong các giả định nền kinh tế khác nhau, trước tiên phải đưa ra một số định nghĩa. Chúng ta gọi *tăng trưởng cân bằng* là một tập hợp các tiến trình theo thời gian của các giá trị tính trên một lao động $(\frac{Y}{L}, \frac{K}{L})$ mà trong đó:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\dot{k}_l}{k_l} \text{ là một hằng số với mọi l} \tag{1.7}$$

Trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng là một tập hợp các tiến trình theo thời gian của (y, k) mà thỏa mãn tăng trưởng cân bằng (1.7) và phù hợp với các quyết định của tất cả các tác nhân kinh tế trong một mô hình cụ thể. Cuối cùng, trạng thái cân bằng hướng về tiến trình tăng trưởng cân bằng là một tập hợp các tiến trình theo thời gian (y, k) và phù hợp với một mô hình kinh tế cụ thể và thỏa mãn điều kiện:

$$\lim_{t\to\infty} \frac{\dot{y}(t)}{y(t)} \text{ tồn tại, và } \lim_{t\to\infty}\left(\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} - \frac{\dot{k}(t)}{k_l(t)}\right) = 0 \quad \forall l \tag{1.8}$$

Điều kiện (1.7) và (1.8) có thể sử dụng được khi phân tích trên các thước đo y và k có thể quan sát được. Chuyển chúng sang dạng $\tilde{y}$ và $\tilde{k}$, tức là đã điều chỉnh theo tiến bộ công nghệ, thường thuận tiện hơn khi phân tích ở góc độ mô hình lý thuyết. Các điều kiện (1.7) và (1.8) cũng phù hợp khi mô hình có dạng xác định.Đối với mô hình dạng ngẫu nhiên, chúng có thể được điều chỉnh để thành những mệnh

đề kỳ vọng. Trong trường hợp mô hình tăng trưởng tân cổ điển với tiến bộ công nghệ ngoại sinh thì công nghệ được giả định có dạng:

$$A(t) = A(0)e^{\xi t}$$

Và ξ là tốc độ tiến bộ công nghệ không đổi và cho trước. Trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng khi đó sẽ có tốc độ tăng trưởng của (y, k) bằng ξ, và do vậy $(\tilde{y},\tilde{k})$ là hằng số và xác định. Trạng thái cân bằng đó trong điều kiện giả định chuẩn mà chúng ta sử dụng ở đây sẽ được tiệm cận từ mọi giá trị xuất phát điểm của k. Trong những trường hợp khác, ví dụ như tăng trưởng nội sinh, chúng ta không đảm bảo rằng trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng có tồn tại hay không. Khi đó, chúng ta sẽ quan tâm tới việc liệu có nhiều trạng thái cân bằng mà hướng tới tiến trình tăng trưởng cân bằng hay khôngvà nếu có, những đặc điểm của chúng là gì?

Phân biệt trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng và tiến trình tăng trưởng cân bằng sẽ rất hữu ích nhằm giúp chúng ta hiểu tại sao việc đưa thêm cấu trúc kinh tế vào các phương trình (1.5) và (1.6) có thể giúp mang lại những cái nhìn mới. Ví dụ, giả sử tiến bộ công nghệ có dạng tăng hiệu quả lao động và khi đó tăng trưởng sẽ theo dạng phương trình (1.5). Giả sử thêm rằng F có dạng Cobb-Douglas, do vậy:

$$F(K,\tilde{L}A) = \left(\prod_l K_l^{\alpha_l}\right)(\tilde{L}A)^{1-\sum_l \alpha_l} \text{ với } \alpha_l > 0 \text{ và } \Sigma_l \alpha_l \in (0, 1)$$

Với

$$f(\tilde{k}) = \prod_l \tilde{k}_l^{\alpha_l}$$

Phương trình (1.4a) khi đó trở thành: $\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = \sum_l \alpha_l \times \frac{\dot{\tilde{k}}_l}{\tilde{k}_l}$

Do vậy trong tiến trình tăng trưởng cân bằng (1.5):

$$\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = \left(\sum_l \alpha_l\right) \times \frac{\dot{\tilde{k}}_l}{\tilde{k}_l}$$

Bởi vì số hạng $\left(\sum_l \alpha_l\right)$ nhỏ hơn 1, đẳng thức giữa $\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}}$ và $\frac{\dot{\tilde{k}}_l}{\tilde{k}_l}$ chỉ đạt được tại vị trí:

$$\frac{\dot{\tilde{k}}_l}{\tilde{k}_l} = \frac{\dot{\tilde{k}}_l}{\tilde{k}_l} = \frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = 0$$

không phụ thuộc vào dạng cấu trúc kinh tế.

Lý do đưa ra ở trên sẽ dẫn tới việc phải phát triển hàm công nghệ sản xuất khác với dạng Cobb-Douglas khi biểu thức $\Sigma_l \alpha_l$ (hay tổng quát hơn là $\Sigma_l s_l(\tilde{k})$) không cố định nhưng vẫn luôn nhỏ hơn 1. Lý do này sẽ không đúng trong ví dụ sau: Giả sử $\tilde{k}$ là vô hướng nhưng F là CES với:

$$F\left(K, \tilde{L}A\right) = \left[\gamma_K K^{\alpha} + \gamma_N \left(\tilde{L}A\right)^{\alpha}\right]^{1/\alpha} \text{ trong đó } 0 < \alpha < 1 \text{ và } \gamma_K, \gamma_L > 0$$

để cho:

$$f\left(\tilde{k}\right) = \left[\gamma_K \tilde{k}^{\alpha} + \gamma_N\right]^{1/\alpha}$$

Khi đó:

$$\sum_l s_l\left(\tilde{k}\right) = \frac{\gamma_K}{\left[\gamma_K + \gamma_N \tilde{k}^{-\alpha}\right]} \nearrow 1 \text{ khi } \tilde{k} \to \infty$$

Ở đây, chúng ta có thể có cả $\dot{\tilde{k}}_l / \tilde{k}_l$ và $\dot{\tilde{y}} / \tilde{y}$ luôn lớn hơn không và xu hướng tiến về tiến trình tăng trưởng cân bằng dương sẽ biến thiên theo các tham số kinh tế. Hành vi này cũng xảy ra trong mô hình tăng trưởng nội sinh có tính đến ảnh hưởng ngoại ứng và lợi tức tăng dần [69].

Định nghĩa về trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng so sánh tốc độ tăng trưởng của $\dot{y}/y$ và $\dot{k}_l/k_l$. Điều này sẽ không dễ nhận ra khi sử dụng công nghệ, ở đó ta thấy rằng $\dot{A}/A$ xuất hiện với $\dot{y}/y - \dot{H}/H$ chứ không phải với $\dot{k}_l/k_l - \dot{H}/H$. Định nghĩa về tiến trình tăng trưởng cân bằng khi đó sẽ không hữu dụng cho những công nghệ như vậy, mặc dù vẫn có những trường hợp đặc biệt, ví dụ khi A được nội sinh hóa một cách phù hợp.

Nếu thị trường đầu vào nhân tố là cạnh tranh và F mô tả đầy đủ đóng góp của đầu vào nhân tố đối với sản lượng, khi đó s_l là tỷ trọng tổng sản lượng cho từng nhân tố được trả cho những người sở hữu tư bản thứ l. Tuy nhiên, chúng ta vẫn chưa đưa ra giả định nào về cấu trúc thị trường, hành vi của các tác nhân kinh tế, quá trình tích lũy tư bản và tiến bộ công nghệ… Hàm sản xuất (1.1) và (1.2) sẽ dẫn đến (1.5) và (1.6) tương ứng, bất kể việc tỷ lệ tiết kiệm có là nội sinh hay không

(giống như trong cách tiếp cận Cass-Koopmans hay giống như trong mô hình Solow-Swan). Hàm ý này đúng mà không phụ thuộc vào việc công nghệ A có tăng trưởng ngoại sinh hay là phụ thuộc nội sinh vào quá trình tích lũy tư bản hay đầu tư R&D. Do vậy, các lý thuyết tăng trưởng mà những khác biệt thực sự của chúng nằm ở chỉ định F có thể so sánh với nhau bằng cách nghiên cứu những ràng buộc mà chúng đặt ra đối với (1.5) và (1.6).

1.1.3. Phân biệt về mặt thực nghiệm các mô hình tăng tưởng nội sinh và tân cổ điển

Lý do này sẽ cho chúng ta một cái nhìn hữu ích để phân biệt về mặt thực nghiệm giữa các mô hình tăng trưởng nội sinh và tân cổ điển. Cho tới giờ, các mô hình khác nhau chủ yếu là ở những chỉ định khác nhau của công nghệ sản xuất, đưa ra các chỉ định này trong một khung cân bằng tổng quát có thể chỉ mang lại những giá trị hạn chế về mặt thực nghiệm. Làm như vậy có thể rất quan trọng đối với một số vấn đề như việc có tồn tại trạng thái tối ưu hay không và đôi khi nó có thể đặt ra thêm những ràng buộc định tính đối với hành vi của một số biến. Tuy nhiên, nó không mang lại những góc nhìn thực nghiệm mới mang tính căn bản. Thực tế, các nghiên cứu như của Barro (1991) [9], Barro và Sala-i-Martin (1992) [10] mặc dù có sử dụng dạng cân bằng tổng quát để luận giải cho phân tích thực nghiệm của họ, nhưng vẫn thường coi mô hình hồi quy về mặt hình thức là tương đương với mô hình Solow-Swan với tỷ lệ tiết kiệm ngoại sinh.

Nhiều cách tiếp cận trong nghiên cứu thực nghiệm tăng trưởng sẽ rút ra những hàm ý của phương trìnhhoặc. Ví dụ, trong một nhà nghiên cứu tìm hiểu về các nhân tố quyết định tới tăng trưởng kinh tế trong dài hạn có thể xem xét những trường hợp mà thành phần cuối cùng – thành phần gắn với các mức tư bản khác nhau – biến mất dần, và nó chỉ cần tìm hiểu xem những nhân tố kinh tế mà sẽ dẫn dắt $\dot{H}/H$ và $\dot{A}/A$. Ngược lại, một nhà nghiên cứu mà quan tâm tới tính động xung quanh tiến trình theo thời gian mà được xác định thông qua $\dot{H}/H + \dot{A}/A$ có thể chỉ cần mô hình hóa $\sum_l s_l\left(\tilde{k}\right)\times\left\{\dot{k}_l/k_l - \dot{H}/H - \dot{A}/A\right\}$ hay $\sum_l s_l\left(\tilde{k}A\right)\times\left\{\dot{k}_l/k_l - \dot{H}/H\right\}$, với những điều kiện cho trước đối với $\dot{H}/H$ và $\dot{A}/A$. Đây chính là những điều có trong các

nghiên cứu của hội tụ β có điều kiện như trong Barro và Sala-i-Martin (1992)[10] hay Mankiw, Romer và Weil (1992) [48].

Cuối cùng, cách làm này đã làm sáng tỏ việc một số thuật ngữ đã được sử dụng không nhất quán trong các nghiên cứu. Ví dụ, Lucas (1988)[46] sử dụng định nghĩa vốn nhân lực là H theo cách xây dựng của chúng ta, trong khi Mankiw, Romer và Weil (1992) [48] sử dụng định nghĩa vốn nhân lực là một thành phần của véc-tơ K. Tất nhiên, cả hai định nghĩa này đều phù hợp với hàm ý vốn nhân lực cao hơn sẽ giúp cải thiện năng suất lao động.

Mặc dù vẫn có những ngoại lệ nhưng một số lượng khá nhiều các mô hình tăng trưởng có thể có dạng giống như trường hợp đặc biệt của khung phân tích trên. Do vậy, chúng ta sử dụng nó để làm khung cho phân tích nghiên cứu thực nghiệm.

Trong phần tiếp theo,ta xem xét một số mô hình tăng trưởng trong các nghiên cứu trước đây, và xem cách mà người ta đưa ra những ràng buộc như thế nào đối với các quan sát.

1.2. Cơ sở các mô hình thực nghiệm

1.2.1 Mô hình tân cổ điển: một loại tư bản, tiến bộ công nghệ ngoại sinh

1.2.1.1. Mô hình

Dạng cấu trúc đầu tiên chúng ta xem xét là mô hình tăng trưởng tân cổ điển do Barro và Sala-i-Martin (1992) [10], Cass (1965) [22], Koopmans (1965) [44], Solow (1956) [72] và Swan (1956) [73] phát triển.

Như đã nêu ở phần trên, hàm ý thực nghiệm mấu chốt của mô hình tân cổ điển phụ thuộc duy nhất vào hàm sản xuất được giả định. Tuy nhiên, một số đặc tính định lượng của quá trình động cũng phụ thuộc vào sở thích lựa chọn. Để làm sáng tỏ vấn đề này, chúng ta nghiên cứu một mô hình cân bằng tổng quát.

Mô hình tân cổ điển giả định hàm sản xuất (1.1) có bổ sung với các đặc điểm sau:

$$\frac{\dot{H}}{H} = 0, \text{ chuẩn hóa } H(0)=1 \tag{1.9}$$

$$\frac{\dot{A}}{A} = \xi \geq 0, \text{ chuẩn hóa } H(0)=1 \tag{1.10}$$

$$\frac{\dot{L}}{L} = \nu \geq 0, \text{cho trước } N(0)>0 \tag{1.11}$$

$$K \text{ vô hướng, cho trước } K(0)>0 \tag{1.12}$$

Những giả định này hàm ý rằng chỉ có tư bản vật chất là được tích lũy, tốc độ tăng trưởng dân số và tiến bộ công nghệ là biến ngoại sinh. Ngoài ra, chúng ta cũng giả định rằng:

$$\forall \tilde{L}A > 0: \lim_{K\to\infty} \frac{F\left(K, \tilde{L}A\right)}{K} = 0 \tag{1.13}$$

Cho tư bản vật chất khấu hao với cấp số mũ bằng δ> 0. Tích lũy tư bản vật chất được giả định tuân theo một trong hai khả năng sau. Thứ nhất, như trong Solow (1956) [72] và Swan (1956) [73], nếu tiết kiệm là một tỷ lệ không đổi $\tau \in$ (0, 1) của thì:

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = \tau \frac{f\left(\tilde{k}\right)}{\tilde{k}} - \left(\delta + \nu + \xi\right) \tag{1.14}$$

Khả năng thứ hai được giả định trong Cass (1965)[22] và Koopmans (1965) [44], tiết kiệm của toàn bộ nền kinh tế được xác định dựa theo bài toán tối ưu:

$$\begin{aligned} &\underset{\{c(t),K(t)\}_{t\geq 0}}{\text{Cực đại}} \quad L(0)\int_0^\infty U\left(c(t)\right)e^{-(\rho-\nu)t}dt, \quad \rho > \nu + \xi \geq 0 \\ &\text{Ràng buộc} \begin{cases} \dot{K}(t) = Y(t) - c(t)L(t) - \delta K(t) \\ U(c) = \dfrac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta}, \quad \theta > 0 \\ \text{và } (1.1), (1.9 - 1.12) \end{cases} \end{aligned} \tag{1.15}$$

Giá trị cực đại trong phương trình (1.15) được tính bằng số người nhân với mức độ sở thích tính theo giá trị lợi ích từ tiêu dùng c được chiết khấu về hiện tại của mỗi người. Ràng buộc $\dot{K}$ nói rằng tư bản được tích lũy từ sản lượng còn lại sau khi đã dành cho tiêu dùng và khấu hao.Hệ số θ tham số hóa hệ số thay thế giữa các thời kỳ của tiêu dùng, còn ρ là tỷ lệ chiết khấu. Chúng ta lưu ý rằng ρ được ràng buộc là khôngâmvà phải lớnhơn cả tổng của tỷ lệ tăng dân số và tiến bộ công nghệ:

$$\rho > \nu + \xi \tag{1.16}$$

Phương trình (1.15) xác định tiêu dùng và theo đó là tiết kiệm và đầu tư để tối đa hóa phúc lợi xã hội. Ký hiệu $\tilde{c}$ là mức tiêu dùng đầu người được chuẩn hóa theo công nghệ, tức là $\tilde{c} = c/A$. Điều kiện cần để phương trình (1.15) có cực trị là:

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = \frac{f\left(\tilde{k}\right) - \tilde{c}}{\tilde{k}} - \left(\delta + \nu + \xi\right)$$
$$\frac{\dot{\tilde{c}}}{\tilde{c}} = \left(\nabla f\left(\tilde{k}\right) - \left[\rho + \delta + \theta\xi\right]\right)\theta^{-1} \qquad (1.17)$$
$$\lim_{t\to\infty} \tilde{k}\left(t\right)e^{-\left(\rho-\nu-\xi\right)t} = 0$$

Trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng sẽ là giá trị tư bản chuẩn hóa theo công nghệ $\tilde{k}$, bất biến theo thời gian, lớn hơn không (và như vậy $\tilde{y} = f\left(\tilde{k}\right)$), khi đó theo phương trình (1.14):

$$\dot{\tilde{y}} = \dot{\tilde{k}} = 0$$

Và theo phương trình (1.17):

$$\dot{\tilde{c}} = 0$$

Trong đó:

$$\tilde{c} = f\left(\tilde{k}\right) - \left(\delta + \nu + \xi\right)\tilde{k} \in \left(0, f\left(\tilde{k}\right)\right)$$

(Định nghĩa về trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng hàm ý rằng chúng ta sẽ thu được $\tilde{k}$ bất biến theo thời gian).

Dự đoán về tiến trình tăng trưởng cân bằng sẽ giống nhau trong cả hai trường hợp giả định (1.14) và (1.17). Để thấy rõ điều này, chúng ta lưu ý rằng tại trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng trong giả định (1.17), chúng ta có thể tính được τ trong (0, 1) để sao cho:

$$\tilde{c} = f\left(\tilde{k}\right) - \left(\delta + \nu + \xi\right)\tilde{k} = \left(1 - \tau\right)f\left(\tilde{k}\right)$$

Bởi vì cả $\tilde{k}$ và $\tilde{c}$ đều bất biến theo thời gian: Phương trình (1.17) rút gọn lại thành (1.14).

Hai câu hỏi được đặt ra từ công thức này như sau: Thứ nhất, liệu trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng có luôn tồn tại không. Thứ hai, ngay cả khi cả hai công thức có cùng hàm ý thực nghiệm về trạng thái dừng dài hạn thì liệu quá trình vận động tới trạng thái dừng có khác nhau hay không.Bởi vì $\tilde{y} = f\left(\tilde{k}\right)$ nên chúng ta sẽ chỉ có một trạng thái dừng ổn định duy nhất.

Quá trình động của mô hình này có thể được xác định bằng cách tính chuỗi Taylor mở rộng theo log $\tilde{k}$ xung quanh trạng thái dừng $\tilde{k}^*$.

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} \overset{a}{=} \tau\left(\nabla f\left(\tilde{k}\right) - f\left(\tilde{k}\right)\tilde{k}^{-1}\right)\Bigg|_{\tilde{k}=\tilde{k}^*} \times \left(\log\tilde{k} - \log\tilde{k}^*\right)$$

Đối với hàm F có dạng Cobb-Douglas:

$$\begin{aligned} &F\left(K, LA\right) = K^{\alpha}\left(LA\right)^{1-\alpha}, \quad \alpha \in \left(0,1\right) \\ &\rightarrow f\left(\tilde{k}\right) = \tilde{k}^{\alpha} \end{aligned} \tag{1.18}$$

Đạo hàm bậc nhất chuỗi mở rộng sẽ có dạng:

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt}\log\tilde{k} &\overset{a}{=} -\left(1-\alpha\right)\left(\delta+\nu+\xi\right)\times\left(\log\tilde{k} - \log\tilde{k}^*\right) \\ &= \lambda \times \left(\log\tilde{k} - \log\tilde{k}^*\right) \end{aligned}$$

Trong đó chúng ta định nghĩa

$$\lambda \overset{\text{định nghĩa}}{=} -\left(1-\alpha\right)\left(\delta+\nu+\xi\right) < 0 \tag{1.19}$$

Giải phương trình vi phân sẽ cho chúng ta kết quả:

$$\begin{aligned} &\log\tilde{k}\left(t\right) - \log\tilde{k}^* = \left(\log\tilde{k}\left(0\right) - \log\tilde{k}^*\right)e^{\lambda t} \\ &\rightarrow \log\tilde{y}\left(t\right) - \log\tilde{y}^* = \left(\log\tilde{y}\left(0\right) - \log\tilde{y}^*\right)e^{\lambda t} \rightarrow 0 \text{ khi } t \rightarrow \infty \end{aligned} \tag{1.20}$$

Tức là $\log\tilde{k}$ và $\log\tilde{y}$ hội tụ về giá trị trạng thái dừng tương ứng $\log\tilde{k}^*$ và $\log\tilde{y}^*$ theo định nghĩa bằng $\log f\left(\tilde{k}^*\right)$ sẽ tăng trưởng với tốc độ $|\lambda|$. Khi α tăng tới 1 thì tốc độ hội tụ tiệm cận về 0: do vậy, hệ số của biến tư bản vật chất trong hàm Cobb-Douglas mà càng lớn thì quá trình $\log\tilde{y}$ hội tụ về giá trị dừng càng chậm.

Với giả định (1.18) của hàm Cobb-Douglas, phương trình tích lũy tư bản (1.14) và giá trị dừng được xác định như sau:

$$\tilde{y}^* = \left(\tilde{k}^*\right)^{\alpha} = \left[\left(\tilde{k}^*\right)^{-(1-\alpha)}\right]^{-\alpha/(1-\alpha)} = \left[\left(\delta+\nu+\xi\right)^{-1}\tau\right]^{\alpha/(1-\alpha)} \tag{1.21}$$

Phương trình (1.21) (1.15) cho biết mức tại trạng thái dừng phụ thuộc thuận chiều vào tỷ lệ tiết kiệm và trái chiều với tốc độ tăng lực lượng lao động.

Trước khi bàn luận chi tiết về những hàm ý thực nghiệm của phương trình (1.20), chúng ta chuyển sang xem xét dạng Solow-Swan và Cass-Koopmans cân

bằng tổng quát của mô hình này khác nhau ra sao trong việc dự báo. Thứ nhất, viết lại hai phương trình đầu của (1.17) như sau:

$$\frac{d}{dt}\begin{pmatrix}\log\tilde{k}\\ \log\tilde{c}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\dfrac{f\left(\tilde{k}\right)-\tilde{c}}{\tilde{k}}-\left(\delta+\nu+\xi\right)\\ \left(\nabla f\left(\tilde{k}\right)-\left[\rho+\delta+\theta\xi\right]\right)\theta^{-1}\end{pmatrix} \tag{1.22}$$

Giá trị không của $\left(\dot{\tilde{k}}/\tilde{k},\dot{\tilde{c}}/\tilde{c}\right)$ được xác định bằng $\left(\tilde{k}^*,\tilde{c}^*\right)$. Khi đó, chuỗi Taylor mở rộng bậc nhất của ($\log\tilde{k}$, $\log\tilde{c}$) xung quanh trạng thái dừng ($\log\tilde{k}^*$, $\log\tilde{c}^*$) sẽ là:

$$\begin{aligned}\frac{d}{dt}\begin{pmatrix}\log\tilde{k}\\ \log\tilde{c}\end{pmatrix}&\overset{a}{=}\begin{pmatrix}\nabla f\left(\tilde{k}\right)-\left(f\left(\tilde{k}\right)-\tilde{c}\right)\tilde{k}^{-1} & -\tilde{c}\tilde{k}^{-1}\\ \nabla^2 f\left(\tilde{k}\right)\tilde{k}\theta^{-1} & 0\end{pmatrix}\Bigg|_{\left(\tilde{k}^*,\tilde{c}^*\right)}\times\begin{pmatrix}\log\tilde{k}-\log\tilde{k}^*\\ \log\tilde{c}-\log\tilde{c}^*\end{pmatrix}\\ &\overset{\text{định nghĩa}}{=} M\times\begin{pmatrix}\log\tilde{k}-\log\tilde{k}^*\\ \log\tilde{c}-\log\tilde{c}^*\end{pmatrix}\end{aligned} \tag{1.23}$$

Ma trận hệ số M trong phương trình (1.23) có định thức $\nabla^2 f\left(\tilde{k}\right)\tilde{c}\theta^{-1}<0$, do vậy giá trị riêng của nó là thực và có dấu trái chiều. Ngoài ra,

$$\begin{aligned}\nabla f\left(\tilde{k}\right)-\left(f\left(\tilde{k}\right)-\tilde{c}\right)/\tilde{k}&=\left(\rho+\delta+\theta\xi\right)-\left(\delta+\nu+\xi\right)\\ &=\rho-\left(\nu+\xi\right)+\theta\xi>0\end{aligned}$$

Ký hiệu giá trị riêng của M bằng $\lambda_1>0>\lambda_2$. Đối với công nghệ Cobb-Douglas $f(\tilde{k})=\tilde{k}^{\alpha}$, thì giá trị riêng λ_2 tăng về 0 khi α tăng về 1.

Giá trị riêng λ_2 xác định quá trình vận động lân cận quanh giá trị dừng như sau:

$$\begin{aligned}\log\tilde{k}(t)-\log\tilde{k}^*&=\left(\log\tilde{k}(0)-\log\tilde{k}^*\right)e^{\lambda_2 t}\\ \log\tilde{c}(t)-\log\tilde{c}^*&=\left(\log\tilde{c}(0)-\log\tilde{c}^*\right)e^{\lambda_2 t}\end{aligned} \tag{1.24}$$

Trong đó $\left(\log\tilde{k}(0)-\log\tilde{k}^*\right)$ và $\left(\log\tilde{c}(0)-\log\tilde{c}^*\right)$ thỏa mãn điều kiện tỷ lệ đã biết. Khi đó, với công nghệ (1.12), và $\tilde{y}^*=\left(\tilde{k}^*\right)^{\alpha}$ thì phương trình thứ nhất trong (1.24) sẽ có dạng:

$$\log\tilde{y}(t)-\log\tilde{y}^*=\left(\log\tilde{y}(0)-\log\tilde{y}^*\right)e^{\lambda_2 t}\to 0 \text{ khi } t\to\infty \tag{1.25}$$

So sánh các phương trình (1.20) và (1.25), chúng ta thấy rằng các giả định (1.14) và (1.17) đưa ra những hàm ý giống nhau – không chỉ về tiến trình tăng trưởng cân bằng tại trạng thái dừng mà còn lân cận xung quanh trạng thái dừng. Tốc độ hội tụ λ và λ_2 có những cách diễn giải khác nhau bởi chúng phụ thuộc vào các tham số kinh tế khác nhau. Tuy nhiên, chúng thay đổi theo cách giống nhau khi tham số công nghệ α thay đổi.

Những hàm ý chung này hữu ích như thế nào cho việc tìm hiểu khuôn mẫu tăng trưởng chéo giữa các quốc gia? Song song với những bước phát triển về lý thuyết nêu trên, chúng ta có thể lý giải các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan ở hai khía cạnh sau: thứ nhất, dự báo tiến trình tăng trưởng cân bằng tại trạng thái dừng và thứ hai, dự báo hội tụ lân cận xung quanh trạng thái dừng.

Chúng ta viết hệ số hội tụ λ trong cả (1.20) và (1.25). Chúng ta có:

$$\begin{aligned}\log y(t) &= \log \tilde{y}(t) + \log A(t)\\ &= \log \tilde{y}^* + \left[\log \tilde{y}(0) - \log \tilde{y}^*\right]e^{\lambda t} + \log A(0) + \xi t\end{aligned}$$

Ngoài ra, bởi vì $\tilde{y}^* = f(\tilde{k}^*)$ và $f(\tilde{k}^*)/\tilde{k}^* = (\delta + \nu + \xi)\tau^{-1}$, chúng ta có một hàm g để sao cho $\tilde{y}^* = g((\delta + \nu + \xi)^{-1}\tau)$. Do vậy, chúng ta có thể viết tiến trình chúng ta quan sát được như sau:

$$\begin{aligned}\log y(t) &= \log\left(g\left((\delta+\nu+\xi)^{-1}\tau\right)\right) + \log A(0) + \xi t\\ &\quad + \left[\log y(0) - \log\left(g\left((\delta+\nu+\xi)^{-1}\tau\right)\right) + \log A(0)\right]e^{\lambda t}\end{aligned} \tag{1.26}$$

Và đạo hàm theo thời gian:

$$\frac{d}{dt}\log y(t) = \xi + \lambda \times \left[\log y(0) - \log\left(g\left((\delta+\nu+\xi)^{-1}\tau\right)\right) + \log A(0)\right]e^{\lambda t} \tag{1.27}$$

Từ phương trình (1.26), logy có thể được tách ra thành hai bộ phận: thành phần hội tụ (ký hiệu bằng $e^{\lambda t}$) và thành phần giá trị tuyệt đối (phần còn lại của vế phải).

1.2.1.2. Phân loại các mô hình hội tụ

Bây giờ chúng ta có thể sắp xếp các nghiên cứu thực nghiệm mà sử dụng mô hình tăng trưởng tân cổ điển vào một nhóm. Các phân tích hồi quy chéo như của Barro và Sala-i-Martin (1992) [10], Baumol (1986) [12], Delong (1988) [26] và Mankiw, Romer và Weil (1992)[48] ước lượng các dạng biến thể của phương trình

(1.26). Trong nghiên cứu Romer và Weil (1992)[48] xem xét hai dạng của phương trình (1.26): thứ nhất, khi thành phần $e^{\lambda t}$ nằm ở giá trị tới hạn của nó, khi đó thành phần thứ nhất của biểu thức được dùng để "giải thích" phân phối chéo tại trạng thái dừng. Thứ hai, khi thành phần $e^{\lambda t}$ nằm ở vị trí trung tâm – và phần còn lại của vế phải của phương trình (1.26) được cho trước – thì phương trình này dùng để "giải thích" sự hội tụ.Cách giải thích thứ hai này khơi dậy các phân tích hội tụ trong các nghiên cứu khác mà chúng ta đã nêu ở trên.

Trong các nghiên cứu thực nghiệm, nhà nghiên cứu có thể nghiên cứu phương trình (1.26) để ước lượng hệ số mà họ quan tâm.Nhưng những tham số duy nhất có liên hệ với các nguyên nhân mang tính kinh tế trong phương trình (1.26) là những tham số có trong hàm g, tức là các tham số của hàm sản xuất. Do vậy, các kỹ thuật kinh tế lượng chuẩn áp dụng cho phương trình này có thể hữu dụng để rút ra các tham số đó. Nhà nghiên cứu cũng có thể muốn đi xa hơn và tìm cách tham số hóa A(0) và ξ theo các biến kinh tế khác. Mặc dù cách làm này có thể hữu dụng cho việc tạo ra một hồi quy tốt, nhưng kết quả của nó lại rất khó giải thích theo ngôn ngữ phân tích kinh tế. Trên hết, A(0) và ξ không đóng vai trò sống còn về ý nghĩa kinh tế, và việc mô hình cấu trúc có kết hợp thêm những biến này sẽ mang lại hồi quy có dạng như chúng ta cần ước lượng hay không vẫn còn chưa thật sự rõ ràng.

Mục tiêu thứ hai của phân tích thực nghiệm của phương trình (1.26) là nhằm trả lời những câu hỏi về khuôn mẫu tăng trưởng chéo giữa các quốc gia. Tuy nhiên, dù rằng là những nghiên cứu thành công nhất, vẫn không trả lời cho những câu hỏi này được.Lý giải cho vấn đề nêu trên là việc những hàm ý quan trọng của mô hình gốc vừa quá mạnh vừa quá yếu. Nếu A(0) cần thỏa mãn điều kiện là như nhau cho mọi nền kinh tế thì dự báo tăng trưởng và hội tụ. Ngược lại, nếu nhà nghiên cứu đi theo hướng ngược lại và cho phép A(0) khác nhau giữa các nước thì khi đó mô hình lý thuyết sẽ chẳng cho chúng ta biết được điều gì về khuôn mẫu tăng trưởng chéo các nước. Các tham số tự do A(0) đã khiến cho việc giải thích trở nên rất khó khăn. Cuối cùng, nếu nhà nghiên cứu chọn con đường trung lập, có ràng buộc A(0) phụ thuộc vào các biến số kinh tế cụ thể theo một cách nào đó, thì khi đó nhà nghiên cứu có thể thu được những kết quả phù hợp với dữ liệu. Tuy nhiên, chúng ta lại rất khó có thể giải thích các kết quả thu được theo cách làm này trong mô hình tăng trưởng Solow-Swan(hay Cass-Koopmans).

Các nghiên cứu thực nghiệm như của Bernard và Durlauf (1996) [13]và Quanh (1996)[64] tìm cách giải đáp lại những điều mà chúng ta vừa nêu. Một nhánh nghiên cứu sẽ ước lượng những mô hình mà phù hợp với mô hình tân cổ điển truyền thống. Một nhánh khác sẽ tìm cách xác định những đặc điểm của hành vi chéo các quốc gia trong dài hạn mà bất biến theo các giả định về mặt cấu trúc. Tuy nhiên, trước khi chuyển sang phần thực nghiệm một cách chi tiết, chúng ta sẽ mô tả những mô hình mà dựa trên nhóm các giả định cơ bản trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển. Với cấu trúc mà chúng ta đã xây dựng thì công việc này tương đối đơn giản. Mục tiêu của chúng ta không chỉ là lặp lại phần thảo luận đã nêu ở đâu đó, mà tìm cách thống kê lại một cách thống nhất những hàm ý thực nghiệm của các lớp mô hình khác nhau.

1.2.2. Mô hình tân cổ điển: nhiều loại tư bản

1.2.2.1. Mô hình

Một mô hình nổi tiếng do Mankiw, Romer và Weil (1992) [48]đưa ra đã đưa thêm vốn nhân lực vào mô hình Solow-Swan, và giúp phân tích thực nghiệm có thể lý giải tốt hơn thực tế dữ liệuchéo các quốc gia so với những mô hình mà chỉ tính tới tích lũy tư bản vật chất theo cách làm gốc của Solow. Mô hình Mankiw, Romer và Weil đưa vào trong khung phân tích của chúng ta như sau:

Trong phương trình (1.12), chúng ta chia K ra làm hai thành phần, thứ nhất là vốn vật chất K_p và thứ hai là vốn nhân lực K_h:

$$K = \left(K_p, K_h\right)' \tag{1.28}$$

Phân biệt K_h với khái niệm vốn nhân lực là H – khi nhân H với số đầu vào lao động N chúng ta thu được đầu vào lao động hiệu quả $\tilde{N}$, trong khi đó K_H là véc-tơ khối lượng tư bản, và do vậy nó được hiểu giống như khối lượng tư bản vật chất K_p. Từ giả định về tích lũy tư bản (1.14), chúng ta rút ra:

$$\begin{aligned} \dot{K}_p &= \tau_p Y - \delta_p K_p, \qquad \tau_p, \delta_p > 0 \\ \dot{K}_h &= \tau_h Y - \delta_h K_h, \qquad \tau_h, \delta_h > 0 \\ \tau_p &+ \tau_h < 1 \end{aligned} \tag{1.29}$$

Khi đó, khối lượng tư bản hiệu quả có điều chỉnh theo công nghệ là $\tilde{k} = \left(\tilde{k}_p, \tilde{k}_h\right)'$, trong đó $\tilde{k}_p = K_p/\tilde{L}A$ và $\tilde{k}_h = K_h/\tilde{L}A$ thỏa mãn điều kiện:

$$\frac{\dot{\tilde{k}}_p}{\tilde{k}_p} = \tau_p \frac{\tilde{y}}{\tilde{k}_p} - \left(\delta_p + \nu + \xi\right), \qquad \frac{\dot{\tilde{k}}_h}{\tilde{k}_h} = \tau_h \frac{\tilde{y}}{\tilde{k}_h} - \left(\delta_h + \nu + \xi\right)$$

Trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng là một bộ ba dương và bất biến theo thời gian $\left(\tilde{y}, \tilde{k}_p, \tilde{k}_h\right)^*$ sao cho:

$$\tilde{y} = f\left(\tilde{k}_p, \tilde{k}_h\right), \qquad \tau_p \frac{\tilde{y}}{\tilde{k}_p} = \left(\delta_p + \nu + \xi\right), \qquad \tau_h \frac{\tilde{y}}{\tilde{k}_h} = \left(\delta_h + \nu + \xi\right)$$

Khi F là hàm Cobb-Douglas thỏa mãn:

$$f\left(\tilde{k}_p, \tilde{k}_h\right) = \left(\tilde{k}_p\right)^{\alpha_p} \left(\tilde{k}_h\right)^{\alpha_h}, \qquad \alpha_p, \alpha_h > 0 \text{ và } \alpha_p + \alpha_h < 1 \qquad (1.30)$$

Chúng ta rút ra trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng:

$$\begin{pmatrix} \log \tilde{k}_p^* \\ \log \tilde{k}_h^* \end{pmatrix} = \left(1 - \alpha_p - \alpha_h\right)^{-1} \begin{pmatrix} -\left(1-\alpha_h\right) & -\alpha_h \\ -\alpha_p & -\left(1-\alpha_p\right) \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \log\left(\left(\delta_p + \nu + \xi\right)\tau_p^{-1}\right) \\ \log\left(\left(\delta_h + \nu + \xi\right)\tau_h^{-1}\right) \end{pmatrix}$$

$$= \left(1 - \alpha_p - \alpha_h\right)^{-1} \times \begin{pmatrix} \left(1-\alpha_h\right)\log\left(\left(\delta_p + \nu + \xi\right)^{-1}\tau_p\right) + \alpha_h \log\left(\left(\delta_h + \nu + \xi\right)^{-1}\tau_h\right) \\ \alpha_p \log\left(\left(\delta_p + \nu + \xi\right)^{-1}\tau_p\right) + \left(1-\alpha_p\right)\log\left(\left(\delta_h + \nu + \xi\right)^{-1}\tau_h\right) \end{pmatrix}$$

và

$$\log \tilde{y}^* = \left(1 - \alpha_p - \alpha_h\right)^{-1} \left[\alpha_p \log\left(\left(\delta_p + \nu + \xi\right)^{-1}\tau_p\right) + \alpha_h \log\left(\left(\delta_h + \nu + \xi\right)^{-1}\tau_h\right)\right] \qquad (1.31)$$

Phương trình (1.31) là dạng Mankiw, Romer và Weil, đây là dạng thay thế cho mô hình dự báo của Solow-Swan (1.21).Mô hình Solow-Swan là dạng đặc biệt khi cho α_h bằng 0; ngược lại, khi α_h khác không thì nó sẽ bằng giá trị trung bình bình nhân của cả vốn vật chất và vốn nhân lực.

Chúng ta có thể dễ dàng chỉ ra được trong không gian trạng thái $\left(\tilde{k}_p, \tilde{k}_h\right)$ thì hệ thống này sẽ ổn định và hội tụ về trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng. Nói chung, tất cả quá trình động – cả của $\tilde{y}$- sẽ phụ thuộc vào véc-tơ trạng thái hai biến$\left(\tilde{k}_p, \tilde{k}_h\right)$.Nó hàm ý rằng trong hồi quy tăng trưởng, nghiên cứu hệ số theo duy nhất mức ban đầu, dù có hay không có các điều kiện ràng buộc, sẽ dẫn tới những nhận định sai lầm về quá trình vận động lân cận xung quanh trạng thái dừng. Tuy nhiên, với việc bổ sung thêm ràng buộc cho các tham số mô hình, việc

đặt ra điều kiện đối với giá trị $\tilde{y}(t)$ có thể khiến cho hành vi hội tụ lân cận của $\tilde{y}$ độc lập với trạng thái $\left(\tilde{k}_p(t), \tilde{k}_h(t)\right)$. Mankiw, Romer và Weil (1992) đã rút ra điều này bằng cách cho tỷ lệ khấu hao của vốn nhân lực và vật chất bằng nhau, tức là $\delta_p = \delta_h$. Từ phương trình (1.20), chúng ta lấy chuỗi Taylor mở rộng bậc nhất xung quanh $\log\tilde{y}$, $\log\tilde{k}_p$, $\log\tilde{k}_h$, và chúng ta có:

$$\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = \alpha_p \frac{\dot{\tilde{k}}_p}{\tilde{k}_p} + \alpha_h \frac{\dot{\tilde{k}}_h}{\tilde{k}_h} = \alpha_p\left[\tau_p \frac{\tilde{y}}{\tilde{k}_p} - \left(\delta_p + \nu + \xi\right)\right] + \alpha_h\left[\tau_h \frac{\tilde{y}}{\tilde{k}_h} - \left(\delta_p + \nu + \xi\right)\right]$$
$$= \alpha_p\left[\left(\delta_p + \nu + \xi\right)\left(\left(\log\tilde{y} - \log\tilde{y}^*\right) - \left(\log\tilde{k}_p - \log\tilde{k}_p^*\right)\right)\right]$$
$$+ \alpha_h\left[\left(\delta_h + \nu + \xi\right)\left(\left(\log\tilde{y} - \log\tilde{y}^*\right) - \left(\log\tilde{k}_h - \log\tilde{k}_h^*\right)\right)\right]$$

Cho $\delta_p = \delta_h = \delta$ sẽ cho chúng ta kết quả:

$$\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = -\left(1 - \alpha_p - \alpha_h\right)\left(\delta + \nu + \xi\right) \times \left(\log\tilde{y} - \log\tilde{y}^*\right) \tag{1.32}$$

Với chỉ định Mankiw, Romer và Weil, tiến trình (1.26) sẽ thay đổi khi các thành phần tuyệt đối và hội tụ lúc này sẽ có các thành phần τ_h và α_h. Những hàm ý mà có thể quan sát được thì vẫn như cũ: mức đầu người mà chúng ta quan sát được sẽ tăng theo trạng thái cân bằng của tiến trình tăng trưởng cân bằng giống như A(t); khi chệch khỏi trạng thái dừng, mức đầu người sẽ hội tụ về tiến trình tăng trưởng cân bằng. Mô hình Mankiw, Romer và Weil đã được dùng làm cơ sở cho nhiều nghiên cứu thực nghiệm. Để hỗ trợ cho những bàn luận dưới đây đối với những nghiên cứu này, chúng tôi biểu thị mô hình một cách rõ ràng hơn để dùng cho mục đích dự báo. Từ phương trình (1.32) chúng ta có:

$$\lambda \overset{\text{dinhnghia}}{=} -\left(1 - \alpha_p - \alpha_h\right)\left(\delta + \nu + \xi\right) < 0 \tag{1.33}$$

Sao cho

$$\log\tilde{y}(t) - \log\tilde{y}^* = \left[\log\tilde{y}(0) - \log\tilde{y}^*\right]e^{\lambda t}$$
$$\rightarrow \log\tilde{y}(t+T) - \log\tilde{y}^* = \left[\log\tilde{y}(t) - \log\tilde{y}^*\right]e^{\lambda T}$$

Chuyển lại biến để đưa về dạng có thể quan sát được logy(t), chúng ta có:

$$\log y(t+T)-\left[\log A(0)+(t+T)\xi\right]=\left(1-e^{\lambda T}\right)\log\tilde{y}^{*}+\left[\log y(t)-\log A(0)-t\xi^{*}\right]e^{\lambda T}$$
$$\rightarrow \log y(t+T)-\log y(t)=\left(1-e^{\lambda T}\right)\log\tilde{y}^{*}+\left(e^{\lambda T}-1\right)\log y(t)+\left(1-e^{\lambda T}\right)\log A(0)$$
$$+\left(t+T-e^{\lambda T}t\right)\xi$$

Thay phương trình chứa giá trị trạng thái dừng $\log\tilde{y}^{*}$, chúng ta có:

$$\begin{aligned}\log y(t+T)-\log y(t)=&\left(1-e^{\lambda T}\right)\log A(0)+\left(t+T-e^{\lambda T}t\right)\xi\\&+\left(e^{\lambda T}-1\right)\log y(t)\\&+\left(1-e^{\lambda T}\right)\frac{\alpha_p}{1-\alpha_p-\alpha_h}\log\tau_p\\&+\left(1-e^{\lambda T}\right)\frac{\alpha_h}{1-\alpha_p-\alpha_h}\log\tau_h\\&-\left(1-e^{\lambda T}\right)\frac{\alpha_p+\alpha_h}{1-\alpha_p-\alpha_h}\log(\delta+\nu+\xi)\end{aligned}\qquad(1.34)$$

Kết quả này cho biết tăng trưởng phụ thuộc vào một số hằng số (cho trước), mức logy(t) ban đầu, tỷ lệ tiết kiệm, tham số công nghệ, và tốc độ tăng dân số. Bởi vì $\lambda < 0$ nên hệ số theo giá trị logy(t) ban đầu sẽ mang dấu âm.

b) So sánh tốc độ hội tụ của Mankiw, Romer và Weil *với của Solow-Swan*

So sánh tốc độ hội tụ của Mankiw, Romer và Weil (1.33) với của Solow-Swan (1.19), điểm khác biệt duy nhất là chúng ta đưa thêm α_h vào mô hình đầu. Do vậy, nếu cố định α_p (hệ số của tư bản vật chất), δ, ν, và ξ thì việc đưa thêm vốn nhân lực của Mankiw, Romer và Weilvào trong mô hình tân cổ điển hàm ý λ sẽ tiến sát về 0 hơn, và do vậy tốc độ hội tụ sẽ chậm hơn so với mô hình Solow-Swan.

Trong cả mô hình Mankiw, Romer và Weil và tân cổ điển truyền thống, tiến trình theo thời gian tại trạng thái tăng trưởng cân bằng có thể thay đổi theo các tham số phản ánh sở thích và công nghệ (τ, ρ, θ và α). Tuy nhiên, tốc độ thay đổi của tiến trình của theo thời gian tại trạng thái tăng trưởng cân bằng luôn bằng $\xi = \dot{A}/A$ là giá trị ngoại sinh cho trước. Điều này chúng ta cần nhớ khi làm việc với các phương trình như phương trình (1.34) mặc dù biến phụ thuộc trong phương trình hồi quy là tốc độ tăng trưởng nhưng những mô hình này không giải thích tốc độ tăng trưởng trong dài hạn. Chính điều này khiến cho các mô hình này được gán nhãn là mô hình *tăng trưởng ngoại sinh*.

1.3.Các phương pháp tiếp cận hồi quyvà tổng quan nghiên cứu

1.3.1. Phương pháp tiếp cận hồi quy chéo

1.3.1.1. Cơ sở mô hình hồi quy chéo

Mô hình tăng trưởng tân cổ điển truyền thống do Solow (1956) [72] và Swan (1956)[73] khởi xướng dựa trên nghiên cứu của Ramsay (1928) [65], và sau đó lại được Cass (1965) [8] và Koopmans (1965)[9] chỉnh sửa lại, đã cung cấp cơ sở lý thuyết cho phần lớn các phân tích thực nghiệm về hội tụ thu nhập, và trên cơ sở đó, các khái niệm về hội tụ hiệu quả, năng suất cũng được phát triển. Mô hình chuẩn và các hàm ý thực nghiệm chính của mô hình này về vấn đề hội tụ đã khá nổi tiếng, do vậy chúng ta sẽ chỉ trình bày sơ lược ở phần dưới đây.Ta xét một hệ thống kinh tế với lượng tư bản hiện vật K và lao động L được sử dụng để sản xuất ra một hàng hóa tiêu dùng thuần nhất:

$$Y = F\left(K, \tilde{L}\right)$$

Trong đó $\tilde{L} = L \cdot A(t)$ là sản lượng hiệu quả trên một đầu vào lao động và A(t) phản ánh sự thay đổi hiệu quả kỹ thuật theo dạng làm tăng số lao động, và giá trị này tăng trưởng với tỷ lệ cho trước μ: $A(t) = A(0)e^{\mu t}$. Sản lượng và lượng tư bản trên một đơn vị lao động hiệu quả được xác định là $\tilde{y} \equiv Y / \tilde{L}$ và $\tilde{k} \equiv K / \tilde{L}$, hàm sản xuất (thỏa mãn các giả thiết nhất định) sẽ có dạng:

$$\tilde{y} = f\left(\tilde{k}\right) \tag{1.35}$$

Có hai khung phân tích đã được sử dụng.Trong khung phân tích của Solow-Swan, một tỷ lệ sản lượng cho trước sẽ được tiết kiệm và dùng để đầu tư vào tư bản vật chất mới, phần còn lại thì dùng để tiêu dùng. Ngược lại, trong khung phân tích của Cass-Koopman, những hộ gia đình có lý trí khi phân tích và có cái nhìn dài hạn, nên họ sẽ lựa chọn một tiến trình tiêu dùng và tiết kiệm, dựa trên bài toán tối đa hóa lợi ích đa thời kỳ với ràng buộc về dòng ngân sách. Ở đây, chúng ta sẽ sử dụng cách tiếp cận của Solow-Swan. Khi đó, lượng đầu tư ròng sau mỗi thời kỳ được xác định như sau:

$$\dot{\tilde{k}} = f\left(\tilde{k}\right) - \tilde{c} - \left(\delta + n + \mu\right)\tilde{k} \tag{1.36}$$

Trong đó δ là tỷ lệ khấu hao tư bản và n là tỷ lệ tăng dân số.Hệ thống này có đặc điểm ổn định dạng yên ngựa Barro và Sala-i-Martin (1992)[10] và Durlauf và Quah (1999) [27], do vậy các nền kinh tế sẽ hội tụ về trạng thái cân bằng dừng, tại đó mức thu nhập đầu người, tiêu dùng đầu người, và tỷ số tư bản trên lao động đều tăng trưởng bằng với tốc độ tiến bộ công nghệ, trong khi các biến tính theo đơn vị lao động hiệu quả thì không đổi. Nếu như tỷ lệ tư bản trên tổng thu nhập là một hằng số giống như trong trường hợp công nghệ Cobb-Douglas, sẽ dễ dàng chỉ ra được rằng tỷ lệ tăng trưởng mà một nền kinh tế đạt được sẽ có quan hệ trái chiều với tỷ số tư bản trên lao động, tức là mức tư bản trên lao động càng thấp thì sản lượng trên lao động càng thấp, và nền kinh tế càng ở xa tiến trình tăng trưởng cân bằng của nó, và tỷ lệ tăng trưởng của nó càng cao.

Cuối cùng, có thể quay trở lại với tính động giữa các vùng mà rút ra được từ các hàm ý thực nghiệm của mô hình tăng trưởng tân cổ điển xung quanh trạng thái dừng. Với mức thu nhập đầu người quan sát được $y = \tilde{y}A$, có thể xấp xỉ Taylor cho sự vận động của hệ thống xung quanh trạng thái dừng đã xác định:

$$\log y(t) = \left[\log y(0) - \left(\log \tilde{y}^* + \log A(0)\right)\right]e^{-\beta t} + \left[\log \tilde{y}^* + \log A(0) + \mu t\right] \quad (1.37)$$

Trong đó hệ số β mô tả tốc độ nền kinh tế hội tụ về trạng thái dừng, nó có quan hệ trái chiều với tỷ lệ tư bản trên thu nhập do vậy khi hệ số này tiệm cận về một thì tốc độ hội tụ tiến về 0. Theo phương trình (1.37), loga của mức thu nhập đầu người có thể được tách thành hai thành phần: thành phần hội tụ (biểu thức thứ nhất ở vế phải, có bao gồm $e^{-\beta t}$) và thành phần trạng thái (biểu thức còn lại ở vế phải). Có thể xảy ra tình huống một số nền kinh tế bị chệch ra xa nhau theo thời gian, tức là một số nền kinh tế giàu có vẫn tiếp tục giàu trong khi một số nền kinh tế nghèo vẫn tiếp tục nghèo.Nếu như số lượng các nền kinh tế nhiều hơn so với số lượng các tiến trình thời gian kể trên thì khi đó sẽ có thể xuất hiện các phân nhóm trong phân phối chéo, hay còn gọi là câu lạc bộ hội tụ.

1.3.1.2. Cơ sở nghiên cứu thực nghiệm: phương pháp số liệu chéo

Baumol (1986) [12] đã thực hiện một phương pháp kiểm định dự báo về sự hội tụ của mô hình tân cổ điển dựa trên hồi quy chéo giản đơn:

$$\log[y(t)/y(0)] = a + b \cdot \log y(0)$$

trong đó vế trái của phương trình biểu thị tốc độ tăng trưởng trong giai đoạn (0, t). Rõ ràng là giá trị âm của hệ số b mà Baumol tính được là bằng chứng cho việc có sự hội tụ, bởi vì nó hàm ý rằng những nền kinh tế với xuất phát điểm GDP đầu người thấp hơn sẽ có tỷ lệ tăng trưởng nhanh hơn. Barro (1991)[9], Barro và Sala-i-Martin (1992)[10] đã mở rộng cách tiếp cận này. Họ chỉ ra rằng mô hình tân cổ điển truyền thống dự báo rằng tỷ lệ tăng trưởng của một nền kinh tế có quan hệ trái chiều với khoảng cách hiện tại của nó tới trạng thái dừng. Do vậy, những nước nghèo sẽ tăng trưởng nhanh hơn nước giàu chỉ khi chúng có cùng trạng thái dừng. Ngược lại, nếu có những khác biệt ở trình độ công nghệ và tỷ lệ tiết kiệm giữa các nền kinh tế thì những nền kinh tế này sẽ có các trạng thái dừng khác nhau, và mối quan hệ trái chiều giữa tỷ lệ tăng trưởng GDP đầu người và giá trị xuất phát điểm sẽ không còn đúng trong các mẫu nghiên cứu chéo. Hội tụ về cùng một trạng thái dừng được các tác giả gọi là hội tụ tuyệt đối hay hội tụ không có điều kiện, trong khi dạng hội tụ thứ hai được gọi là hội tụ có điều kiện.

Nhân tố căn bản trong phân tích thực nghiệm của Barro và Sala-i-Martin được rút ra từ việc tuyến tính hóa dạng loga của quá trình vận động chuyển tiếp của mô hình tân cổ điển truyền thống xung quanh trạng thái dừng. Phương trình (1.37) hàm ý rằng với xuất phát tại thời điểm ban đầu là 0, tỷ lệ tăng trưởng bình quân trong khoảng thời kỳ $t \geq 0$ sẽ được tính bằng:

$$(1/t)\log\left[y(t)/y(0)\right] = \mu + \left(1 - e^{-\beta t}\right)/t \cdot \left[\log \tilde{y}^* + \log A(0)\right] - \left(1 - e^{-\beta t}\right)/t \cdot \log y(0)$$

Do vậy, nếu như các yếu tố khác giữ nguyên thì tốc độ tăng trưởng bình quân của mức thu nhập đầu người sẽ phụ thuộc trái chiều vào mức thu nhập đầu người lúc ban đầu, với các biến kiểm soát là giá trị trạng thái dừng của mức thu nhập trên một lao động hiệu quả, tỷ lệ tăng trưởng ngoại sinh của công nghệ và mức công

nghệ ban đầu. Bởi vì chưa biết chính xác giá trị của các biến này nên các tác giả đề xuất kiểm định phương trình hồi quy sau:

$$(1/t)\log\left[y(t)/y(0)\right] = c + \left(1 - e^{-\beta t}\right)/t \cdot \log y(0) + u(t) \qquad (1.38)$$

Trong đó u(t) là phần nhiễu ngẫu nhiên, còn hằng số sẽ bao quát các tham số không quan sát được. Tham số chính cần ước lượng trong cách tiếp cận này là tốc độ điều chỉnh về trạng thái dừng β, tức là tốc độ nền kinh tế tiệm cận về tiến trình trạng thái dừng của chúng. Như chúng ta đã biết, trong khung lý thuyết đang sử dụng, tham số này phụ thuộc chủ yếu vào hệ số tỷ lệ tư bản; khi hệ số này tiến về một và quy luật lợi tức giảm dần theo tư bản không còn được áp dụng nữa thì tốc độ hội tụ tiến về không.

Để kiểm định dự báo của mô hình tân cổ điển cho rằng tốc độ tăng trưởng của một nền kinh tế có quan hệ trái chiều với khoảng cách hiện thời của nền kinh tế tới trạng thái dừng của nó, hay là hội tụ β theo cách gọi của Barro và Sala-i-Martin, tập dữ liệu cho các nền kinh tế mà chúng ta phân tích sẽ phải kiểm soát được trạng thái dừng.

Các tác giả nêu ra hai cách để xử lý vấn đề này. Đó là xác định những nhóm nền kinh tế tương đối thuần nhất, có cùng trình độ công nghệ và môi trường thể chế, và do vậy thỏa mãn điều kiện về việc hội tụ về cùng một trạng thái dừng của thu nhập. Trong trường hợp này, chúng ta kỳ vọng thu được hội tụ không có điều kiện hay tuyệt đối, phương trình (1.38) có thể được áp dụng trực tiếp. Tuy nhiên, trong thực tế, giả định về tính độc lập giữa các nền kinh tế đối với phần sai số trong phương trình (1.38) là không thực tế, bởi vì phần nhiễu sẽ ảnh hưởng tới các nhóm khác nhau trong các nền kinh tế. Nếu như vậy, log y(0) và u(t) không phải là không tương quan với nhau, do vậy ước lượng tối thiểu của β sẽ bị chệch. Vấn đề này sẽ được xử lý bằng cách phân rã phần sai số u_t thành hai phần riêng biệt. Phương trình mô tả hành vi của một nền kinh tế xung quanh trạng thái dừng sẽ chuyển thành:

$$(1/t)\log\left[y(t)/y(0)\right] = c + \left(1 - e^{-\beta t}\right)/t \cdot \log y(0) + \varphi s(t) + v(t) \qquad (1.39)$$

Trong đó v_t là phần nhiễu độc lập, còn s(t) là tổng nhiễu và φ sẽ đo lường tác động của toàn bộ nhiễu lên tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế. Giả sử trong dữ liệu chéo, φ được phân phối độc lập với $v_t$và cov[log y(0), φ] = 0 thì phần sai số tổng hợp sẽ không tương quan với log y(0) và ước lượng bình phương bé nhất của β sẽ không bị chệch.

1.3.1.3. Tóm tắt một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng phương pháp số liệu chéo

Có rất nhiều nghiên cứu ở các nước sử dụng cách tiếp cận này. Chẳng hạnBarro và Sala-i-Martin (1992)[10] đã ước lượng hệ số β là 0,0279 (sai số tiêu chuẩn bằng 0,0031) đối với Nhật Bản trong thời kỳ 1930-1987. Họ cũng chỉ ra rằng các giá trị của σ_t giảm mạnh từ 1940 đến 1980. Với các kết quả này, họ lập luận rằng sự hội tụ theo vùng tồn tại ở Nhật Bản. Sala-i-Martin (1996) [70]cũng khẳng định lập luận này. Hồi quy Barro đã được áp dụng rộng rãi trong các phân tích giả thuyết hội tụ. Một vài thí dụ khác như là Koo, Kim và Sangphil (1998)[43] đối với sự hội tụ theo vùng ở Hàn Quốc, Hosono, Kaoru và Toya (2000)[38] đối với sự hội tụ theo vùng ở Philippines…. Bảng dưới đây sẽ tóm tắt số nghiên cứu sử dụng số liệu chéo thực hiện hồi quy Barro.

Bảng 1.1: Hội tụ sử dụng loại hồi quy Barro

Nền kinh tế	Tác giả	Số vùng, quan sát	Thời kỳ mẫu	Kết quả	Cách tiếp cận
Mỹ	[14]	50	1963-1989	Hội tụ (năng suất lao động)	Hồi quy Barro
Nhật	[10]	47		Hội tụ	Hồi quy Baro
Phần Lan	[62]	12	1960-1994	Không có dấu hiệu rõ của sự hội tụ	Hồi quy Baro
Nhật Bản	[58]	12851	1994-2000	Hội tụ, lan tỏa công nghệ có ảnh hưởng tích cực tới tăng trưởng TFP Nhật Bản	Hồi quy Barro
13 quốc gia OECD	[19]	13	1979-1998	Chỉ có năng suất lao động có hội tụ năng suất	Hồi quy Barro

14 quốc gia OECD	[14]	14	1970-1987	Ngành sản xuất không hội tụ, các ngành khác hội tụ	Hồi quy Barro
OECD	[24]	26	1960-1994	Có sự hội tụ mạnh mẽ giữa các nước G7, chuyển giao công nghệ ảnh hưởng đến hội tụ	Hồi quy Barro
OECD	[20]	26	1972-1992	Hội tụ với mức ý nghĩa 10% và không hội tụ ở mức ý nghĩa 1%	Mô hình β-hội tụ và σ-hội tụ
OECD	[71]	14	1970-1993	Ngành sản xuất hội tụ	Hồi quy Barro
Châu Âu	[68]			Hội tụ trong ngành sản xuất, không hội tụ trong toàn nền kinh tế, sự chuyển dịch lao động ảnh hưởng đến sự hội tụ.	β-hội tụ và σ-hội tụ
Việt Nam	[52]	1038 (toàn bộ mẫu) 907 (doanh nghiệp nội địa)	2000-2011	Không hội tụ với tổng mẫu Hội tụ với các doanh nghiệp nội địa	Hồi quy Barro
	[51]	95	2000-2011	Hội tụ	Hồi quy Barro
	[8]		1990-2006	Hội tụ	β-hội tụ và σ-hội tụ

Nguồn: Tác giả tóm tắt từ các nghiên cứu

1.3.2. Nghiên cứu thực nghiệm phương pháp sử dụng dữ liệu bảng (mảng)

1.3.2.1. Mô hình lý thuyết

Một cách thứ hai để theo đuổi cách tiếp cận hồi quy là dựa vào phương pháp dữ liệu bảng, nó sẽ kết hợpthông tin chéo và thông tin về quá trình vận động. Những người ủng hộ cách tiếp cận này cho rằng nó có một lợi thế rõ rệt so với hồi

quy chéo.Như đã nêu ra ở phần trên, phân tích hội tụ chéo có điều kiện phải đưa các nhân tố quyết định tới mức TFP ở trạng thái dừng vào để đảm bảo có được các ước lượng vững. Với việc một nhân tố này chưa biết hoặc không đo lường được sẽ dẫn tới những khó khăn. Nhiều tác giả cho rằng cách duy nhất để thu được các ước lượng vững là sử dụng phương pháp dữ liệu bảng.

Mô hình dữ liệu bảng cho quá trình hội tụ với hiệu ứng cố định giản đơn khi đó sẽ có dạng:

$$\log\left[y(t)/y(t-1)\right] = c_0 + c_1(t) - b\log y(t-1) + u(t) \qquad (1.40)$$

Phương trình này cho thấy hằng số c lúc này được phân rã thành hai bộ phận là hiệu ứng cố định theo nền kinh tế nhưng không quan sát được (không đổi theo thời gian và quyết định tới trạng thái dừng của vùng) c_0, và hiệu ứng đặc trưng theo thời gian c_1 mà ảnh hưởng tới tất cả các nền kinh tế. Để ước lượng các hệ số, Hsiao (1986) đã sử dụng kĩ thuật biến giả và phương pháp bình phương nhỏ nhất [39]. Tuy nhiên, bởi vì hệ số ước lượng này chỉ vững khi có một lượng quan sát lớn theo thời gian nên sẽ rất khó khăn cho những mẫu nghiên cứu nhỏ. Để khắc phục điều này Nickell (1981) [57] đã đưa ra một cách khác được sử dụng phổ biến hơn là sử dụng ước lượng GMM 2 bước. Phương pháp này cũng được Arellano (1998) [8] Arellano và Bond (1991)[6] đề xuất và được Caselli, Esquivel và Lefort (1996) [21] đưa vào nghiên cứu tăng trưởng. Bắt đầu với mô hình tự hồi quy với hiệu ứng đặc trưng theo từng trường hợp mà không quan sát được, cách tiếp cận này sử dụng dạng sai phân của phương trình hồi quy để loại bỏ những hiệu ứng đặc trưng theo quốc gia mà bất biến theo thời gian và không quan sát được, và sử dụng giá trị của chuỗi này đã lấy trễ hai thời kỳ hoặc dài hơn làm biến công cụ cho phương trình dạng sai phân, do vậy nó sẽ loại bỏ đi được sai số đo lường và chệch do tính nội sinh.

Các kết quả từ phân tích hội tụ sử dụng các phương pháp sử dụng dữ liệu bảng này thường chệch so với các kết quả rút ra từ các nghiên cứu hồi quy sử dụng số liệu chéo.

Do vậy, các ước lượng tốc độ hội tụ thông qua phương pháp dữ liệu bảng truyền thống thường cao hơn so với các ước lượng chéo. Để xử lý vấn đề kinh tế

lượng, một số giả đề xuất sử dụng một ước lượng GMM hệ thống như Arellano và Bover (1995) [7], Blundell và Bond (1998) [16].Đây là một hệ thống kết hợp các phương trình sai phân bậc nhất thông thường với các phương trình theo giá trị gốc, trong đó biến công cụ là biến sai phân bậc nhất lấy trễ. Sử dụng hệ số ước lượng này cho cùng tập dữ liệu mà Caselli, Esquivel và Lefort (1996) [41] đã dùng. Bond, Hoeffler và Temple (2001) [17]đã tính được tốc độ hội tụ cho cả mô hình Solow gốc và mô hình có bổ sung vốn nhân lực. Nói cách khác, các tác giả đã giải thích được tại sao các hệ số ước lượng bằng GMM sai phân bậc nhất lại cao hơn khá nhiều so với tốc độ hội tụ tương đối chậm trong các nghiên cứu hồi quy chéo.Nó bắt nguồn từ độ chệch do mẫu hữu hạn lớn của hệ số ước lượng này dẫn đến việc sử dụng biến công cụ yếu.

1.3.2.2. Một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng dữ liệu mảng (bảng)

Một trong những thuận lợi cơ bản của phương pháp dữ liệu bảng về hội tụ là nó rất hữu ích trong việc hiệu chỉnh độ chệch tạo ra bởi các biến bị bỏ sót và tính nhiễu trong hồi quy chéo cổ điển. Thực ra, dữ liệu bảng cho phép sự khác biệt công nghệ giữa các vùng (hoặc ít nhất phần khác nhau mà không quan sát và không đo lường được) bằng việc lập mô hình tác động cụ thể theo vùng.Bảng sau đây sẽ tóm tắt một số nghiên cứu thực nghiệm về hội tụ sử dụng dữ liệu mảng.

Bảng 1.2: Tổng quan hội tụsử dụng loại dữ liệu mảng

Nền kinh tế	Tác giả	Số vùng	Thời kỳ mẫu	Kết quả	Cách tiếp cận
Ý	[4]	92	1951-2000	Hội tụ	Hồi quy Barro và mô hình ảnh hưởng cố định
Indonesia	[29]	26	1983-2003	Hội tụ	Tiếp cận dữ liệu bảng động
Châu Âu	[49]	95	1980-2000	Không hội tụ	Tiếp cận dữ liệu bảng không thuần nhất
Mexico và Mỹ	[41]	18	1986-2000	Hội tụ	Hồi quy dữ liệu bảng hiệu ứng cố định và GMM sai phân Arellano-Bond

Nguồn: Tác giả tóm tắt từ các nghiên cứu

1.3.3. Cách tiếp cận phân phối trong nghiên cứu hội tụ

Một trong những thông điệp cơ bản mà chúng ta đã trình bày là cách tiếp cận hồi quy với việc đặt trọng tâm vào khái niệm hội tụ β có xu hướng tập trung vào hành vi của một nền kinh tế tiêu biểu. Nói cách khác, ngoại trừ một số ít ngoại lệ, các phân tích hội tụ dựa trên cách tiếp cận này chỉ có thể làm sáng tỏ về quá trình quá độ của nền kinh tế về trạng thái dừng của nó nhưng lại không đưa ra thông tin gì về quá trình động của toàn bộ phân phối thu nhập của mẫu chéo. Trên cơ sở đó, một số tác giả cho rằng khái niệm hội tụ β là không phù hợp. Để xử lý những vấn đề này, những người ủng hộ cho cách tiếp cận hồi quy cho rằng việc kết hợp phân tích hội tụ β với phân tích diễn biến của độ lệch chuẩn chéo không sử dụng trọng số của loga của mức thu nhập đầu ngườiBarro và Sala-i-Martin (1992) [10]. Việc giảm mức độ phân tán theo thời gian được gọi là hội tụ sigma (σ). Tuy nhiên, tập trung vào khái niệm hội tụ σ không chỉ ra một giải pháp hữu hiệu: phân tích sự thay đổi của mức độ phân tán chéo của mức thu nhập đầu người không mang lại thông tin gì về quá trình động của phân phối nội bộ mẫu. Ngoài ra, như đã đề cập ở trên, độ lệch chuẩn không đổi có thể phù hợp với nhiều khuôn mẫu vận động khác nhau, từ dạng thay đổi tuần tự cho tới bất bình đẳng dai dẳng và bẫy nghèo đói. Tuy nhiên, phân biệt giữa hai loại vận động này là rất quan trọng.

1.3.3.1. Cơ sở của cách tiếp cận phân phối trong nghiên cứu hội tụ

Cách tiếp cận phân phối về căn bản là xuất phát từ cách tiếp cận hồi quy.Nó xem xét trực tiếp cách phân phối chéo của thu nhập bình quân đầu người, TFP hay hiệu quả thay đổi ra sao theo thời gian.Nó đặt trọng tâm vào cả những thay đổi về hình dạng bên ngoài và quá trình vận động của phân phối bên trong.Cách tiếp cận này được Quah (1993)[63] giới thiệu lần đầu, nó tập trung trực tiếp vào phân phối chéo của TFP.

Ký hiệu F_t là phân phối chéo tại thời điểm t, và ϕ_t là thước đo xác suất tương ứng. Dạng đơn giản nhất để mô hình hóa quá trình vận động của $\{\phi_t: t \geq 0\}$ là chỉ định phụ thuộc bậc nhất:

$$\phi_t = T^*\left(\phi_{t-1}, u_t\right) = T^*_{u_t}\left(\phi_{t-1}\right) \tag{1.41}$$

Trong đó u_t là một chuỗi nhiễu, T^* là toán tử biểu thị tích Đề Các của các thước đo xác suất tại thời điểm t-1 và nhiễu tại thời điểm t, và $T^*_{u_t}$ sẽ hấp thụ phần nhiễu vào trong định nghĩa của toán tử, và nó sẽ mã hóa thông tin của quá trình vận động phân phối nội bộ.

Cách thứ nhất để sử dụng phương trình (1.41) trong nghiên cứu hội tụ năng suất là cho các khoảng không gian năng suất có dạng rời rạc, khi đó thước đo ϕ_t có thể được biểu thị bằng véc-tơ xác suất và $T^*_{u_t}$ đơn giản hóa thành ma trận xác suất chuyển tiếp M_t, trong đó các dòng và cột được chỉ số hóa bằng các thành phần rời rạc, và mỗi dòng biểu thị cho tỷ lệ các nền kinh tế bắt đầu từ thành phần dòng đó và kết thúc ở các thành phần cột khác.

Giả định rằng ma trận chuyển tiếp nói trên là bất biến theo thời gian, mô hình trong (1.41) do vậy sẽ trở thành chuỗi xích Markov thuần nhất theo thời gian (hữu hạn). Khi đó, phép lặp phương trình (1.41) sẽ cho chúng ta kết quả dự báo cho phân phối chéo trong tương lai:

$$\phi_{t+s} = M'^{s}\phi_t \tag{1.42}$$

Bởi vì ma trận M'^{s} chứa đựng thông tin về xác suất chuyển tiếp giữa hai nhóm năng suất bất kỳ trong đúng s thời kỳ. Ngoài ra, tính giới hạn của (1.42) khi cho $s \to \infty$ sẽ cho chúng ta rút ra những đặc trưng của phân phối chéo của năng suất trong dài hạn thông qua véc-tơ dòng thỏa mãn điều kiện:

$$\phi_\infty = M'\phi_\infty$$

Những hàm ý về hội tụ sẽ được rút ra từ nghiên cứu về ϕ_{t+s} và ϕ_∞.Nếu chúng cho thấy xu thế tiến về một giá trị đại diện cho số đông thì chúng ta có thể kết luận rằng có sự hội tụ về điểm cân bằng. Ngược lại, nếu ϕ_{t+s} và ϕ_∞ cho thấy xu thế hội tụ về hai điểm khác nhau thì chúng ta có thể coi đó là biểu thị cho việc phân cực năng suất.

Có những cách phân vùng không gian năng suất khác nhau, nhưng thông thường nhất là phương pháp phân vùng với các ô có kích thước bằng nhau, hoặc các

ô có điểm đầu mút phía trên tùy biến (để mỗi nhóm có số lượng các giá trị xuất hiện là bằng nhau).

1.3.3.2. Một số nghiên cứu sử dụng tiếp cận phân phối

Áp dụng thủ tục này cho các bang của Mỹ, Quah (1996) [64] thấy rằng giữa các nhóm thu nhập có sự vận động khá cao, phân phối không cho thấy dấu hiệu của việc hội tụ về hai điểm. Braun và Kubota (1998)[18] sử dụng dữ liệu về thu nhập trên đầu người theo quận từ 1955 đến 1994 ở Nhật và tính toán phân phối ergodic với tám lớp. Ngoài số lớp, phương pháp của họ hơi khác phương pháp của Kawagoe và Masaaki (1999) [42].[1] Kawagoe lấy GDP trên đầu người của mỗi quận so với trung bình của Nhật Bản. Trái lại, Braun và Kubota (1998) [18] lấy thu nhập trên đầu người của mỗi quận so với thu nhập của Tokyo. Tần số tương đối của phân phối ergodic thu được là (0,00402-0,01195-0,05236-0,1299-0,2999-0,3506-0,1026-0,04863).Trung bình của phân phối ergodic này là 0,62 thu nhập của Tokyo. Với kết quả này, họ kết luận rằng có hai nhóm hội tụ ở Nhật Bản là khu vực Tokyo và các vùng khác.Bảng sau đây sẽ tóm tắt một số nghiên cứu thực nghiệm về hội tụ sử dụng tiếp cận phân phối.

Bảng 1.3: Hội tụ sử dụng tiếp cận phân phối

Nền kinh tế	Tác giả	Số vùng	Thời kỳ mẫu	Kết quả	Cách tiếp cận
Nhật Bản	[42]	47	1955-1991	Không hội tụ	Ma trận Markov
	[18]	46	1955-1994	Hai đỉnh (Tokyo và vùng khác)	Ma trận Markov
Phần Lan	[62]	12	1960-1994	Hội tụ từ năm 1960-1980 Phân kỳ từ 1980-1994	Ma trận Markov

[1]Số vùng lấy mẫu trong [**46**] cũng khác với [**47**]. Họ loại quận Okinawa khỏi mẫu của mình do các vấn đề về sự sẵn có dữ liệu.

		88	1988-1994	Không hội tụ	Ma trận Markov
Thổ Nhĩ Kỳ	[2]	67	1987-2001	Không hội tụ	Hồi quy Barro và ma trận Markov
	[3]	67	1987-2001	Không hội tụ	Hồi quy Barro và ma trận Markov
Việt Nam	[53]	59	1991-2007	Hội tụ	Hồi quy Barro mở rộng và ma trận Markov

Nguồn: Tác giả tóm tắt từ các nghiên cứu

1.3.4. Một số phương pháp tiếp cận khác

Ngoài 3 phương pháp tiếp cận về hội tụ đã trình bày ở trên, còn có thêm một số phương pháp tiếp cận hội tụ khác như: phương pháp tiếp cận kinh tế lượng không gian, phương pháp sử dụng chuỗi thời gian, phương pháp độ đo Theil và các hệ số biến thiên. Chúng tôi xin tóm tắt một số nghiên cứu về những phương pháp này về hội tụ năng suất và hiệu quả.

Bảng 1.4: Hội tụ theo các phương pháp tiếp cận khác

Nền kinh tế	**Tác giả**	**Số vùng**	**Thời kỳ mẫu**	**Kết quả**	**Cách tiếp cận**
Nhật Bản	[30]	47	1955-1975	Hình chuông	Độ đo Theil
Indonesia	[73]	27	1976-1995	Phân kỳ sau 1985	Hệ số biến thiên
Trung Quốc	[75]	29	1978-1996	Tăng trong bất bình đẳng liên vùng	Hệ số biến thiên
				Giảm trong bất bình đẳng liên	Hệ số biến thiên

				tỉnh	
Mỹ	[66]	48	3 thời kỳ: 1929-94 1920-1945 1946-1994	Hội tụ	Hồi quy Barro, kinh tế lượng không gian
Việt Nam	[56]	60	1998-2011	Hội tụ	Hồi quy Barro, kinh tế lượng không gian
Liên minh châu Âu (EU)	[67]	10	1995-2005	Hội tụ	Chuỗi thời gian, nghiệm đơn vị
26 nước OECD	[24]	26 nước OECD	1965-1990	Hội tụ trong số các nước EU nhưng không trong các nước G7	Nghiệm đơn vị, đồng tích hợp
Mỹ	[1]	11 (hãng hàng không)	1970-1990	Phân kỳ	Dữ liệu bảng, nghiệm đơn vị
116 quốc gia	[47]	116	1961-2001	Hội tụ trong ngành trồng trọt và chăn nuôi gia súc Phân kỳ trong ngành chăn nuôi gia súc	Kiểm định Augmented Dickey-Fuller
26 quốc gia OECD	[61]	26	1965-1990	Hội tụ (các nước EU) Không hội tụ (các nước G7)	Nghiệm đơn vị, đồng tích hợp

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ các nghiên cứu

Từ nghiên cứu các công trình tổng quan về hội tụ năng suất trong nước và thế giới, chúng tôi nhận thấy rằng: Các nhà nghiên cứu phần lớn sử dụng các phương pháp hội β-hội tụ và σ-hội tụ để xem xét quá trình hội tụ, bên cạnh đó cũng có một số tác giả sử dụng mô hình xích Markov. Các kết quả nghiên cứu đã chỉ ra được, ở một số nước thì có sự hội tụ toàn cục, nghĩa là các ngành sản xuất và ngành dịch vụ của đất nước đó đều xảy ra quá trình hội tụ.Trong khi đó, một số lại chỉ ra rằng, chỉ có những ngành dịch vụ mới có dấu hiệu hội tụ, còn ngành sản xuất thì phân tán, không có dấu hiệu hội tụ nào.Ở các nước nghèo thì tốc độ hội tụ diễn ra nhanh hơn ở các nước giàu. Và ở các vùng chưa phát triển xảy ra hội tụ nhanh hơn ở các vùng phát triển cho dù trong cùng một quốc gia hay giữa nhiều quốc gia với nhau. Cũng có những nghiên cứu không cho chúng ta sự hội tụ nào cả.Và các nhà kinh tế cũng đã cố gắng đưa ra những luận giải về các nhân tố ảnh hưởng đến quá trình hội tụ. Họ đã xem xét các yếu tố như công nghệ, trình độ lao động, chính sách của quốc gia, đầu tư nước ngoài,… tham gia trong quá trình sản xuất. Như vậy có thể thấy rằng, quá trình hội tụ đã không đồng nhất diễn ra theo đúng những kịch bản giống nhau tại các nền kinh tế tương tự nhau. Theo hiểu biết của chúng tôi thì ở Việt Nam chưa có nghiên cứu nào về hội tụ năng suất từ trước năm 2010.

Vì vậy, chúng tôi đặt ra vấn đề xem xét sự hội tụ diễn ra theo kịch bản nào đối với nền kinh tế Việt Nam. Mà trong nghiên cứu của chúng tôi sẽ tập trung nghiên cứu sự hội tụ TFP ngành là công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống. Chúng tôi xem xét các yếu tố công nghệ, các biến truyền tải FDI có tác động đến sự tăng trưởng năng suất các yếu tố tổng hợp và quá trình hội tụ có tồn tại hay không? Chúng tôi xây dựng các biến số đại diện cho lan tỏa công nghệ và ảnh hưởng của nhân tố vốn đầu tư nước ngoài FDI. Đây cũng là hai nhân tố mà một số nước đã nghiên cứu và cho thấy có tác động mạnh mẽ đến tăng trưởng và hội tụ năng suất. Chúng tôi xây dựng mô hình ứng dụng cho nền kinh tế Việt Nam nhằm giải quyết những vấn đề nêu trên. Đó cũng chính là lí do chúng tôi chọn đề tài *"các mô hình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp trong ngành chế biến thực phẩm và nước uống cấp độ doanh nghiệp ở Việt Nam trong giai đoạn 2000-2010"*. Nghiên cứu này giúp

so sánh các mô hình hội tụ và đưa ranhững gợi ý để lựa chọn các công cụ khi thực hiện các nghiên cứu và thực tiễn thích hợp hơn. Trước yêu cầu về thực tiễn đó, chúng tôi thực hiện nghiên cứu để giải quyết các câu hỏi sau:

Thứ nhất, năng suất của các doanh nghiệp của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam thể hiện như thế nào theo các độ đo và phương pháp khác nhau?

Thứ hai, năng suất của các doanh nghiệp của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và nước uống Việt Nam có hội tụ theo các dạng hội tụ đã đề cập ở trên hay không?

Thứ ba, tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI và lan tỏa công nghệ đến hội tụ năng suất của các doanh nghiệp của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và nước uống Việt Nam như thế nào?

Đó là ba nội dung chính trong nghiên cứu trong luận án này.

Tóm tắt chương 1

Trong chương này chúng tôi đã hệ thống hóa cơ sở lí thuyết của lí thuyết hội tụ.Trong đó, chúng tôi đã trình bày về mô hình hội tụ, trình bày về quá trình vận động của mô hình và phân biệt về mặt thực nghiệm mô hình nội sinh và mô hình tân cổ điển. Tiếp theo chúng tôi đã trình bày cơ sở của các mô hình thực nghiệm mà chúng tôi sẽ nghiên cứu trong luận án này. Trong đó, chúng tôi cố gắng trình bày rõ về hai loại mô hình: mô hình tân cổ điển với một loại tư bản và yếu tố công nghệ làm biến nội sinh và mô hình tân cổ điển nhiều loại tư bản. Từ mô hình này cho chúng ta hai kiểu hội tụ là hội tụ theo Mankiw, Romer và Weil và hội tụ theo Solow-Swan. Sau đó chúng tôi trình bày các phương pháp tiếp cận hồi quy trong nghiên cứu này cũng như hệ thống lại các phương pháp tiếp cận khác nghiên cứu về hội tụ.Bao gồm, phương pháp tiếp cận hồi quy chéo, phương pháp sử dụng dữ liệu bảng, phương pháp phân phối và các phương pháp khác. Trong đó, các phương pháp sẽ nghiên cứu trong luận án này đều được trình bày về mô hình lí thuyết, cơ sở thực nghiệm và tóm tắt các công trình nghiên cứu trong nước và quốc tế. Phần cuối cùng, chúng tôi đã chỉ ra khoảng trống trong nghiên cứu thực nghiệm về hội tụ năng suất ở Việt Nam và xác định đề tài của luận án là *"các mô hình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp trong ngành chế biến thực phẩm và nước uống cấp độ doanh nghiệp ở Việt Nam trong giai đoạn 2000-2010".*

CHƯƠNG 2
CƠ SỞ PHƯƠNG PHÁP LUẬN

Trong chương này, chúng tôi trình bày cơ sở phương pháp luận về các phương pháp tính năng suất các nhân tố tổng hợp (TFP), cơ sở cấu trúc các biến có ảnh hưởng đến hội tụ TFP trong điều kiện hội nhập và các mô hình thực nghiệm của luận án.

2.1. Cơ sở phương pháp luận về cách tính TFP

Trong phần này chúng tôi xin giới thiệu về 2 cách tính phương pháp các nhân tố tổng hợp. Thứ nhất, phương pháp bán tham số, trong phương pháp bán tham số có 2 dạng ước lượng được đề xuất bởi Olley và Pakes (1996)[59] và dạng ước lượng do Levinsohn và Petrin (2003) [45] cải tiến dựa trên cơ sở phươngpháp của Olley-Pakes. Thứ hai, phương pháp đa chỉ số được đề xuất bởi Caves, Christensen và Diewert (1982) [23].

2.2.1. Phương pháp bán tham số

Trong phần này trình bày nội dung cơ bản nhất và các thủ thuật ước lượng của phương pháp do Levinshon-Petrin đề xuất. Còn phương pháp do Olley và Pakes (1996) thì cũng hoàn toàn tương tự chỉ khác là Olley-Pakes sử dụng biến đầu tư làm biến điều khiển. Trong phương pháp bán tham số được phát triển bởi Olley và Pakes (1996) đã lấy biến đầu vào trung gian làm biến điều khiển. Phương pháp của họ được phát triển để giải quyết nội sinh giữa các biến tham gia trong ước tính sản xuất. Nó được trình bày bằng cách xem xét một hàm sản xuất Cobb-Douglas tại thời điểm t cho doanh nghiệp i nhưng chúng tôi khống chế các chỉ số doanh nghiệp bởi phương trình:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 l_t + \beta_2 k_t + \beta_3 i_t + \omega_t + \eta_t \qquad (2.1)$$

Trong đó $y_t = LnY_t$(Y_t- đầu ra Va); t: thời gian t; $l_t = LnL_t$ (L_t- lao động đầu vào tại thời điểm t); $k_t = LnK_t$ (K_t- vốn dự trữ tại thời điểm t); $i_t = LnI_t$ (I_t- đầu vào trung gian).

Thành phần sai số của từng doanh nghiệp kí hiệu là ε_t được phân chia thành hai thành phần ω_t và η_t. Trong đó η_t là sai số không chịu ảnh hưởng của các quyết định của doanh nghiệp và ω_t là sai số do các quan sát không đầy đủ của nhà nghiên cứu, được biết đến bởi người quản lý kế hoạch, và nó tác động đến quy định quyết định của doanh nghiệp. Một vấn đề đồng thời phát sinh khi có sự tương quan đồng thời cả trong doanh nghiệp i và qua thời gian t giữa ε_t và đầu vào của doanh nghiệp trong chuỗi doanh nghiệp cụ thể.

Họ sử dụng đầu tư đại diện cho một phần của lỗi tương quan với đầu vào để giải quyết vấn đề đồng thời trong phương pháp của Olley và Pakes. Hàm chi phí trung gian được tính như sau:

$$i_t = i_t(\omega_t, k_t)$$

Đối với giá trị dương của đầu tư $i_t = i_t(\omega_t, k_t)$ ngược đến năng suất như một hàm của vốn và đầu tư $i_t = i_t(\omega_t, k_t)$. Thay biểu thức này vào phương trình (2.1) cung cấp đầu ra với các biến số quan sát ta được phương trình:

$$y_t = \beta_1 l_t + \beta_3 i_t + \varphi_t(i_t, k_t) + \eta_t \qquad (2.2)$$

Trong đó, $\varphi_t(i_t, k_t) = \beta_0 + \beta_2 k_t + \omega_t(i_t, k_t)$ Ước lượng tham số phù hợp của các hệ số trên các biến đầu vào (lao động và đầu vào trung gian) sau đó có thể thu được bằng cách sử dụng một ước lượng bán tham số.

Một tác dụng riêng biệt của vốn trên sản lượng từ ảnh hưởng của đầu vào trung gian của một doanh nghiệp thu được trong một giai đoạn thứ hai bằng cách giả sử rằng m sau một quá trình Markov bậc nhất và vốn không ngay lập tức phản ứng với sự đổi mới trong sản xuất, trong đó đổi mới về năng suất được đưa ra bởi: $\xi_t = \omega_t - E[\omega_t \mid \omega_{t-1}]$

Theo các giả định ước tính phù hợp của β_2 là thu được từ việc ước lượng phương trình sau:

$$y_t^* = y_t - \beta_1 l_t - \beta_3 i_t = \beta_0 + \beta_2 k_t + E[\omega_t \mid \omega_{t-1}] + \eta_t^* \qquad (2.3)$$

Trong đó, y_t* là sản lượng ròng đóng góp của lao động và $\eta_t^* = \xi_t + \eta_t$. Từ kết quả phụ của giai đoạn đầu tiên là một ước tính của ω_t là một ước tính phù hợp của $E[\omega_t \mid \omega_{t-1}]$ có thể thu được và ước lượng của phương trình (2.3) tạo ra ước tính phù hợp của β_3.

Năng suất các nhân tố tổng hợp của doanh nghiệp i, trong năm t có thể được biểu diễn như sau:

$$pr_{it} = y_{it} - \beta_1 l_{it} - \beta_2 k_{it} - \beta_3 i_{it} \qquad (2.4)$$

Trong đó, pr_{it} là logarithm của TFP, y_{it} là log đầu ra của doanh nghiệp i tại thời điểm t.Chú ý rằng để thu được một hàm năng suất phải thỏa mãn giả thiết đơn điệu sau: với điều kiện về tư bản, cầu đối với nguyên liệu tăng theo năng suất.

Để thực hiện tính toán các nhân tố tổng hợp TFP thì họ đã xây dựng một chương trình tính toán với sự hỗ trợ của phần mềm Stata.Sau đây chúng tôi xin giới thiệu câu lệnh để thực hiện ước lượng và chuẩn hóa đại lượng TFP trên phần mềm Stata.

2.2.2. Phương pháp đa chỉ số

Để so sánh năng suất giữa các doanh nghiệp và chuỗi thời gian, chúng tôi sử dụng phương pháp đa chỉ số để tính toán TFP được phát triển bởi Caves, Christensen và Diewert (1982) [23] và mở rộng bởi Good và các đồng nghiệp (1983) [31]. Ưu điểm của phương pháp đa chỉ số là chúng tôi không phụ thuộc vào các dạng cụ thể nào của hàm sản xuất, điều đó là phù hợp với các mô hình chúng được chúng tôi tính toán.

Phương pháp đa chỉ số này áp dụng tính toán cho một doanh nghiệp giả định, nó cần đến trung bình của các đại lượng loga đầu ra, loga đầu vào, tính phần chia đầu vào của vốn (phần chia của vốn) của các doanh nghiệp trong từng năm. Đầu ra và đầu vào của mỗi doanh nghiệp được xác định liên quan đến doanh nghiệp giả định này. Các doanh nghiệp giả định được liên kết theo chuỗi thời gian. Do đó, chỉ số đo lường TFP của mỗi doanh nghiệp trong năm t có quan hệ với doanh nghiệp giả định trong năm 0 (năm đầu tiên).

Cụ thể, chỉ số TFP cho doanh nghiệp*i* trong năm *t* được xác định như sau:

$$\begin{aligned}\ln\theta_{it} \approx (\ln Q_{it} - \overline{\ln Q_t}) + \sum_{\tau=1}^{t}(\overline{\ln Q_\tau} - \overline{\ln Q_{\tau-1}}) \\ - \sum_{j=1}^{J}\frac{1}{2}(\alpha_{ijt} + \overline{\alpha}_{jt})(\ln X_{ijt} - \overline{\ln X}_{jt}) \\ + \sum_{\tau=1}^{t}\sum_{j=1}^{J}\frac{1}{2}(\overline{\alpha}_{j\tau} + \overline{\alpha}_{j\tau-1})(\ln X_{j\tau} - \overline{\ln X}_{j\tau-1})\end{aligned} \quad (2.5)$$

Trong đó $\ln Q_{it}, \ln X_{ijt}, \alpha_{ijt}$ là log đầu ra, log đầu vào của nhân tố *j* và phần chia của vốn của nhân tố *j* trong doanh nghiệp*i*, tương tự $\overline{\ln Q_t}, \overline{\ln X}_{jt}, \overline{\alpha}_{jt}$ là các giá trị của doanh nghiệp giả định tại thời điểm năm thứ *t* và được tính bằng trung bình cộng của các biến tương ứng của các doanh nghiệp trong năm thứ *t*.

Số hạng đầu tiên của dòng đầu tiên chỉ ra độ lệch của các đầu ra của doanh nghiệp *i* từ đầu ra của doanh nghiệp giả định trong năm *t*. Số hạng thứ hai có nghĩa là sự thay đổi tích lũy trong đầu ra của các doanh nghiệp giả định từ năm *0* đến năm *t*. Các hoạt động tương tự được áp dụng cho các đầu vào nhân tố *j* dòng thứ hai và thứ ba được đo theo mức trung bình của tính chia đầu vào của vốn.

Đầu ra được định nghĩa là giá trị gia tăng trong khi đầu vào là vốn và lao động. Tiếp theo, để ước lượng TFP theo mô hình này, chúng tôi thực hiện 6 bước tính toán như sau:

Bước	**Công thức tính**	**Ghi chú**
$S_{1,t}$	LnY_t-E(lnY)	lnY_t: logrit doanh thu; E(X): trung bình X
$S_{2,t}$	$(lnY_{t,i}-lnY_{t-1,i})+S_{1,2}$	
$S_{3,t}$	$0,5(alK_t+E(alK))(lnK_t-lnE(lnK))$	alK_t: Phần chia của vốn tại tời điểm t
$S_{4,t}$	$0,5(alL_t+E(alL))(lnL_t-lnE(lnL))$	alL_t: Phần chia của lao động tại thời điểm t
$S_{5,t}$	$0,5(alK_t+alK_{t-1})(lnK_t-lnK_{t-1})+S_{5,t-1}$	
$S_{6,t}$	$0,5(alL_t+alL_{t-1})(lnL_t-lnL_{t-1})+S_{6,t-1}$	
lnTFPi,t	$lnTFP_{i,t}=S_{1,t}+ S_{2,t+} S_{3,t+} S_{4,t+} S_{5,t+} S_{6,t}$	lnTFP: logrit TFP

Như vậy, chúng ta vừa xem xét hai phương pháp chính để tính TFP. Ưu điểm của phương pháp bán tham số là giải quyết các vấn đề đồng thời và lỗi do các biến nội sinh gây ra so với phương pháp đa chỉ sốthì không giải quyết được vấn đề này. Mặt khác, phương pháp đa chỉ số không phụ thuộc vào dạng hàm sản xuất, điều này là hợp lí khi chúng ta chưa biết nền kinh tế của mình sử dụng hàm sản xuất ở dạng nào. Trong nghiên cứu của chúng tôi sẽ thực hiện cả hai phương pháp ước lượng TFP nêu trên nhằm mục đích so sánh các ưu điểm của từng phương pháp cũng như để làm rõ mình nên dùng phương pháp nào để tính toán trong từng hoàn cảnh khác nhau cho hiệu quả. Tính toán TFP cụ thể theo các phương pháp được tiến hành trong phần tiếp theo.

2.2. Phương pháp xây dựng các biến có khả năng ảnh hưởng đến tốc độ hội tụ trong điều kiện hội nhập kinh tế

2.2.1. Các Biến lan tỏa công nghệ

Công nghệ là một yếu tố đóng góp một vai trò quan trọng trong vấn đề tăng trưởng kinh tế. Trong phần này, chúng tôi không xem xét trực tiếp yếu tố công nghệ ảnh hưởng như thế nào đến tăng trưởng kinh tế mà sẽ tập trung vào một số vấn đề chính như sau: "Công nghệ lan tỏa từ doanh nghiệp có công nghệ cao sang doanh nghiệp có công nghệ lạc hậu như thế nào? Ta sẽ xem xét một số kênh mà qua đó doanh nghiệp có công nghệ cao có thể tác động đến năng suất và hội tụ năng suất của các doanh nghiệp có công nghệ lạc hậu. Trong phần này, chúng ta cấu trúc kênh cho phép lan tỏa công nghệ trong cùng một ngành.

Để làm được điều đó, trước hết ta cần có một số giả thiết:[34]

(i) Giả thiết 1: Công nghệ và năng suất (TFP) của doanh nghiệp có tương quan dương cao, nghĩa là doanh nghiệp có công nghệ cao thì có năng suất (TFP) cao.

(ii) Giả thiết 2: Doanh nghiệp i là doanh nghiệp có công nghệ cao năm t nếu doanh nghiệp i đạt được mức TFP lớn gấp 2 lần mức TFP trung bình của ngành trong năm đó.

Ta ký hiệu LH_{it} để nắm bắt mức độ có mặt của doanh nghiệp i có công nghệ tiên tiến trong ngành đang xem xét tại thời gian t và gọi J là tập hợp các doanh nghiệp có công nghệ tiên tiến; LH_{it}= 1 nếu $i \in J$ và LH_{it}= 0 nếu $i \notin J$.

Biến lan tỏa công nghệ LHf_{it}cho biết mức độ cho biết mức độ tham gia của các doanh nghiệp có công nghệ cao trong ngành đó và được tính bằng tỷ trọng đầu ra thực của doanh nghiệp có công nghệ cao và tổng đầu ra của ngành:

$$LHp_{it} = \frac{LH_{it} * X_{it}}{\sum_{j=1}^{n} X_{jt}} \quad (2.6)$$

Trong đó X_{it} là đầu ra thực đối với doanh nghiệp i, n là số doanh nghiệp trong ngành đang xét.

2.2.2. Cấu trúc các biến truyền tải luồng FDI

FDI từ lâu đã được coi như là nguồn cung cấp chủ yếu của công nghệ và bí quyết để phát triển một quốc gia. Thực tế, ngoài khả năng FDI chuyển giao bí quyết sản xuất mà còn chuyển giao kỹ năng quản lý đến các doanh nghiệp mà nó đầu tư. Đó chính là điểm phân biệt các loại đầu tư, bao gồm gói đầu tư vốn và tài trợ. FDI có thể thúc đẩy tăng trưởng theo cách mà nó tạo ra việc làm ở quốc gia sở tại, bù đắp khoảng cách tiết kiệm với nhu cầu đầu tư to lớn và chia sẻ tri thức, các kỹ năng quản lý thông qua các mối liên kết xuôi và ngược tại các quốc gia sở tại. Hơn nữa sự hiện diện của các doanh nghiệp sở hữu nước ngoài trong nền kinh tế, với sự vượt trội về công nghệ sẵn có, có thể bắt buộc các doanh nghiệp địa phương đầu tư và học hỏi để có thể cạnh tranh ngang hàng.Sau đó, việc tăng cường gia tăng cạnh tranh của các doanh nghiệp địa phương thông qua đầu tư vào các phát kiến có thể ép buộc các doanh nghiệp nước ngoài phải đem vào công nghệ và bí quyết có chất lượng vượt trội.Mặc dù, FDI được xem như là nhân tố sống còn làm gia tăng tốc độ tăng trưởng nhưng nó chỉ có thể dẫn đến tăng trưởng nếu dòng chảy của nó được quản lý một cách hợp lý.Mức độ mà FDI có thể được sử dụng cho sự phát triển kinh tế phụ thuộc vào sự thuận lợi của môi trường kinh tế.Nếu không có các thuận lợi này FDI có thể lại có tác dụng ngược lại; nó có thể là lực cản trở chứ không phải

thúc đẩy tăng trưởng.Nhưng câu hỏi mà chúng ta quan tâm là liệu FDI vào nước sở tại có đóng góp tích cực vào tiến trình hội tụ năng suất của các doanh nghiệp nước sở tại không? Các hiệu ứng lan tỏa từ FDI có thể được chia làm hai loại là lan tỏa ngang (nội ngành) và dọc (liên ngành). Chúng ta xây dựng các biến biểu thị các kênh lan tỏa như sau:

Gọi K_{it} là vốn, nó được định nghĩa là giá trị của tài sản cố định vào đầu năm, được tính theo giá cố định 1994, L_{it} là số việc làm, nó được tính bằng số công nhân.

Fs_{it} đo tỷ trọng vốn nước ngoài trong tổng vốn của doanh nghiệp.

$Horizontal_{jt}$cho biết mức độ tham gia của nước ngoài trong ngành đó và được tính bằng tỷ trọng vốn nước ngoài bình quân của tất cả các doanh nghiệp trong ngành, trọng số lấy bằng tỷ trọng của sản lượng từng doanh nghiệp trong sản lượng ngành. Nói cách khác:

$$Horizontal_{jt} = [\Sigma_{i \text{ đối với tất cả } i \in j} FS_{ijt} * Y_{ijt}]/\Sigma_{i \text{ đối với tất cả } i \in j} Y_{ijt}$$

Do vậy, giá trị của biến này tăng theo sản lượng của doanh nghiệp đầu tư nước ngoài và tỷ trọng vốn nước ngoài trong các doanh nghiệp này.

Biến *Backward* biểu thị cho mức độ tham gia của nước ngoài trong các ngành mà ngành cung cấp đầu vào cho chúng có các doanh nghiệp mà chúng ta đang nghiên cứu, và do vậy nó sẽ phản ánh mức độ hợp tác giữa các nhà cung cấp nội địa với các khách hàng là doanh nghiệpcó vốn đầu tư FDI. Nó được tính như sau:

$$Backward_{jt} = \Sigma_{i \text{ nếu } k \neq j} \alpha_{jk} Horizontal_{kt}$$

Trong đó α_{jk} là tỷ trọng của sản lượng ngành j được cung cấp cho ngành k, nó được rút ra từ ma trận I-O năm 2005 và 2007 hai chữ số.

Cũng theo tinh thần đó, chúng ta định nghĩa biến lan tỏa xuôi Forward_{jt} như sau:

$$\text{Forward}_{jt} = \sum_{l \text{ nếu } l \neq j} \delta_{jlt} * \text{Horizontal}_{lt}$$

Ở đây các bảng I-O cho ta tỷ lệ δ_{jlt} của các đầu vào của ngành j được mua từ ngành thượng nguồn. Các input được mua trong nội bộ ngành ($l \neq j$) lại cũng được loại trừ, vì lượng này đã được nắm bắt bởi Horizontal.

Biến $SupplyBackward_{jt}$, nắm bắt giả thiết Markusen và Venables (1999), được xây dựng như sau:

$$SBackward_{jt} = \sum_{l \text{ nòu } l \neq j} \delta_{jlt} * Backward_{lt}$$

Ở đây δ_{jlt} lại cũng là tỷ lệ các đầu vào của ngành j mua từ ngành phía thượng nguồn mà đến lượt nó cung cấp cho các ngành phía hạ nguồn của các doanh nghiệp nước ngoài được đo bởi $Backward_{lt}$. Việc nhận diện là có thể chừng nào mà tỷ lệ đầu ra của ngành a cung cấp cho ngành phía hạ nguồn của nó b, nghĩa là γ_{ab}, đủ khác với tỷ lệ các input của ngành b mua từ ngành phía thượng nguồn a, nghĩa làδ_{ba}.

Bảng 2.1: Các biến truyền tải FDI và ý nghĩa của nó

Tên biến	Ý nghĩa
Backward (*back*)	*back* đo mức độ hợp tác giữa các nhà cung cấp nội địa với các khách hàng là doanh nghiệp có vốn đầu tư FDI. $$back_{jt} = \sum_{j \neq k}^{n} \alpha_{jk} Horizontal_{kt}$$ Trong đó, α_{jk} là tỉ trọng của sản lượng ngành j cung cấp cho ngành k, nó được rút ra từ bảng IO 2005 và 2007 hai chữ số.
Forward (*for)*	*for* đo mức độ hợp tác của các doanh nghiệp có vốn đầu tư FDI ở ngành k với ngành j $$forward_{jt} = \sum_{j \neq k}^{n} \delta_{jkt} Horizontal_{kt}$$ Trong đó δ_{jkt} là tỉ lệ đầu vào ngành j được mua từ thượng nguồn k (ngành k) được rút ra từ bảng IO.
Sbackward (*Sback)*	Sbackward nắm bắt giả thiết Markusen và Venables(1999)(độ nhạy của ngành) $$Sbackward_{jt} = \sum_{j \neq k}^{n} \delta_{jkt} backward_{kt}$$
Horizontal (hor)	Cho biết mức độ tham gia của nước ngoài trong ngành đó, và được tính bằng tỉ trọng vốn nước ngoài bình quân của tất cả các doanh nghiệp trong ngành, trọng số được lấy bằng tỉ trọng của sản lượng từng doanh nghiệp trong sản lượng ngành.
Fsi	Đo tỉ trọng vốn nước ngoài trong tổng vốn của doanh nghiệp

Ngoài ra, chúng tôi còn xây dựng các biến sau để xem xét chất lượng của vốn chủ sở hữu, vốn ngoài, cũng như thu nhập của người lao động có tác động như thế nào đến năng suất các yếu tố tổng hợp. Đó là các biến *Kl*=tỉ lệ giữa tổng vốn đầu tư trên số lao động; *Vng*=1-tỉ lệ vốn chủ sở hữu trên số lao động và *Lc*=thu nhập trên số lao động. Các biến này đặc trưng cho biểu thị tác động của thị trường tài chính và đặc trưng của doanh nghiệp [37].

2.3. Các mô hình hội tụ được sử dụng cho ước lượng thực nghiệm

Trong phần này chúng tôi trình bày các mô hình được sử dụng cho ước lượng thực nghiệm.Bao gồm mô hình hội tụ sigma, mô hình hội tụ theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo, số liệu mảng, mô hình hội tụ dưới điều kiện hội nhập và mô hình hội tụ theo phương pháp tiếp cận phân phối.

2.3.1. Mô hình hội tụ sigma (σ)

Với cách tiếp cận hội tụ theo số liệu chéo, chúng ta xem xét quá trình hội tụ có xảy ra giữa các vùng độc lập với nhau hay không? Hay nói khác đi, giữa các vùng có tồn tại sự bắt kịp nhau về phát triển kinh tế hay không đó chính là nội dung của mô hình hội tụ sigma. Để trả lời câu hỏi chuỗi số liệu TFP có tồn tại hội tụ sigma hay không chúng tôi tiến hành thực nghiệm như sau:

Giả sử TFP_{it} là biến đo năng suất các nhân tố tổng hợp của khu vực i tại thời điểm t (i =1,2 ..., N, t = 1,2, ..., T) Đặt $tfp_{it} = \ln(TFPit), \overline{tfp_t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} tfp_{it}$ lần lượt là logarit và trung bình theo miền tại thời điểm t. Khi đó độ lệch tiêu chuẩn của tfp_{it} của một quốc gia của N vùng được tính bởi công thức sau:

$$s_t = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(tfp_{it} - \overline{tfp_t})^2} \qquad (2.7)$$

Nếu s_t có xu hướng giảm dần theo thời gian thì quá trình phát triển quốc gia (nền kinh tế) được coi là σ-hội tụ. Quá trình hội tụ của độ lệch chuẩn hoặc s_t phản ánh tính độc lập trong quá trình phát triển giữa các khu vực của nền kinh tế. Tương

tự, đối với mỗi khoảng thời gian *t*, s_t có thể được thể hiện là ước lượng của sai số chuẩn của các hằng số (giữa các vùng), mô hình hồi quy như sau:

$$tfp_{it} = \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{2.8}$$

Để đơn giản, chúng ta giả sử rằng ε_{it} là có phân phối chuẩn với trung bình bằng 0 và phương sai bằng σ_t^2 (phân phối chuẩn $N(0, \sigma_t^2)$). Khi đó ta có phương trình:

$$tfp_{it} = \overline{tfp_t} + e_{it} \tag{2.9}$$

Trong đó e_{it} là phần dư và s_t là ước lượng của σ_t.

Câu hỏi quan trọng là liệu biến tfp_{it} có độc lập với yếu tố vùng hay không? Để ứng dụng được mô hình σ-hội tụ chúng ta tiến hành các kiểm định về tính độc lập của tfp_{it} hoặc kiểm định xem phần dư e_{it} trong phương trình (2.9) có phân phối chuẩn hay không?

2.3.2. Mô hình hội tụ không điều kiện và mô hình hội tụ dưới điều kiện hội nhập theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo

Trong phần này sẽ trình bày mô hình cơ bản về hội tụ không điều kiện (hội tụ tuyệt đối) theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo và mô hình dưới tác động của các biến lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI.

2.3.2.1. Mô hình hội tụ không điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo

Từ quan điểm lý thuyết, chúng ta sử dụng phương pháp hồi quy để phân tích hội tụ tuyệt đối β. Nếu giả thiết rằng mô hình tăng trưởng tân cổ điển là đúng, có thể phát hiện ra tốc độ hội tụ từ ước lượng tham số.

Giả định biến phụ thuộc là loga tăng trưởng của năng suất các yếu tố tổng hợp của các doanh nghiệp còn biến độc lập là tăng trưởng của năng suất các yếu tổng hợp ở đầu thời kỳ nghiên cứu. Theo Barro (1991) [9], chúng ta có thể thiết lập phương trình sau:

$$\frac{1}{T} Ln\left(\frac{TFP_{iT}}{TFP_{i0}}\right) = \alpha + \beta Ln(TFP_{i0}) + \varepsilon_i, i = 1,2,...,n \tag{2.10}$$

Trong đó T là độ dài của khoảng thời gian nghiên cứu (thời kỳ nghiên cứu được giả định 0,1,2,...,T), 0 là thời gian bắt đầu nghiên cứu, TFP_{it} năng suất tổng hợp của doanh nghiệp *i* tại thời điểm t, α và β là các tham số được ước lượng còn ε_i là số hạng sai số ngẫu nhiên. Trong mô hình thực nghiệm, thời điểm 0 là năm 2000, thời điểm T là năm 2012. Khi đó, mô hình thực nghiệm được chỉ định là:

$$\Delta \ln TFP_i = \alpha + \beta \ln TFP_{i2000} + \varepsilon_i \quad (2.11)$$

Với $\ln TFP_{it}$ là loga năng suất các nhân tố tổng hợp doanh nghiệp i năm t. Δ ln*TFPi* là khoảng cách giữa logarit năng suất các yếu tố tổng hợp năm t so với năm gốc và được tính xấp xỉ bằng thương của khoảng cách logarit TFP doanh nghiệp năm 2012 đến năm gốc và độ dài thời kỳ nghiên cứu, T=13.

Thực hiện ước lượng theo mô hình, nếu giá trị ước lượng được của β là âm, thì chúng ta nói rằng dữ liệu chứng tỏ có β-hội tụ không điều kiện hay còn gọi là β-hội tụ tuyệt đối.

Khi sự hội tụ tồn tại thì công thức tính tốc độ hội tụ là

$$\lambda = 1 - (1 + \beta T)^{1/T} \quad (2.12)$$

Công thức tính nửa đời:

$$\text{half} = \frac{\ln 2}{\lambda} \quad (2.13)$$

2.3.2.2. Mô hình hội tụ dưới tác động của biến lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo.

Mô hình đánh giá tác động của lan tỏa công nghệđến hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp với các yếu tố đã nêu trên, mô hình thực nghiệm được chỉ định trong nghiên cứu tác động của lan tỏa công nghệ đến hội tụ TFP là: [34]

$$\begin{aligned} \Delta \ln TFP_{jT} &= \frac{1}{T}[\ln TFP_{j,2012} - \ln TFP_{j,2000}] \\ &= \alpha + \beta \ln TFP_{j,2000} + \sum_{i=2000}^{2012} \delta_i LHp_{j,i} + \mu_j \end{aligned} \quad (2.14)$$

Với j=i,m,cs và TFP sẽ được ký hiệu là TFP_i nếu TFP được ước lượng từ phương pháp của Olley-Pakes; ký hiệu là TFP_m nếu TFP được ước lượng từ phương

pháp của Levinshon-Petrin và TFP_{cs} nếu TFP được ước lượng theo phương pháp đa chỉ số.

Khi đó tốc độ bắt kịp của các doanh nghiệp trong trường hợp xảy ra hội tụ được tính bởi công thức sau:

$$\lambda = 1 - (1 + \beta T)^{1/T} \tag{2.15}$$

Và nửa đời được tính theo công thức

$$\text{half} = \frac{\ln 2}{\lambda} \tag{2.16}$$

2.3.2.3. Mô hình hội tụ dưới tác động của các biến truyền tải FDI theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo.

Áp dụng phương trình thực nghiệm rút ra từ lý thuyết tân cổ điển Barro và Sala-i-Martin (1995)[11]:

$$\left(\frac{1}{T}\right)\log\left(\frac{TFP_{i,t}}{TFP_{i,t-T}}\right) = \alpha - \left[\log(TFP_{i,t-T})(1 - e^{-\beta T})\left(\frac{1}{T}\right)\right] + \sum_j \gamma_j X_j$$

Trong phương trình trên, T là độ dài thời kỳ nghiên cứu; TFP_i ký hiệu năng suất các nhân tố tổng hợp của doanh nghiệp *I*; X_j là các biến độc lập tác động lên quá trình hội tụ.Tốc độ tăng trưởng của một nền kinh tế phụ thuộc âm vào năng suất các nhân tố tổng hợp ban đầu và giảm khi chênh lệch giữa mức năng suất các nhân tố tổng hợp ởtrạng thái ổn định của nó và mức năng suất các nhân tố tổng hợp thực giảm. Ta nói là xảy ra sự hội tụ khi $\beta < 0$. Các biến X_i ở đây với hàm ý là có thể đưa ra một số biến giải thích bổ sung cho sự hội tụ khi vấn đề hội tụ đã xảy ra. Các biến này sẽ được đưa thêm vào mô hình khi ta coi là cần thiết để xét đến sự khác nhau trong các trạng thái ổn định.Tuy nhiên, lưu ý rằng một số biến quan trọng tiềm năng, nếu đưa vào trong hồi quy trên, có thể vướng vấn đề nội sinh. Do vậy, tất cả các biến sử dụng trong phân tích này là ngoại sinh, nghĩa là chúng không được xác định bởi tốc độ tăng trưởng vùng.

Trong nghiên cứu thực nghiêm của chúng tôi, mô hình β-hội tụ điều kiện được chỉ định là:

$$\Delta \ln TFP_i = \alpha + \beta \ln TFP_{i2000} + \sum_{t=2000}^{2012} \gamma_1 Vng_{it} + \sum_{t=2000}^{2012} \gamma_2 Lc_{it} + \sum_{t=2000}^{2012} \gamma_3 Kl_{it} + \varepsilon_i \quad (2.17)$$

Trong đó, $\Delta \ln TFP_i = \frac{1}{13}(\ln TFP2012 - \ln TFP2000)$ và các biến còn lại như đã được giới thiệu ở phần trên.Khi đó, nếu xảy ra quá trình hội tụ thì tốc độ bắt kịp của các doanh nghiệp được tính bởi công thức (2.15) và nửa đời được tính theo công thức (2.16).

2.3.2.4. Phê phán phương pháp tiếp cận số liệu chéo

Một số tác giả khác đã phê phán hồi quy chéo.Hạn chế của cách tiếp cận hồi quy chéo là mặc dù nó được rút ra trực tiếp từ mô hình tân cổ điển truyền thống nhưng nó lại không kiểm định được giá trị của mô hình này so với các mô hình đối trọng khác. Như Romer (1986) [69], Fagerberg và Verspagen (1996) [28], Paci và Pigliaru (1995) [60], Durlauf và Quah (1999) [27] đã chỉ ra.Ngoài ra, trong mô hình tân cổ điển, phương trình tăng trưởng chéo truyền thống thường là tuyến tính.Ngược lại, trong các mô hình tăng trưởng nội sinh, chúng thường là phi tuyến như Bernard và Durlauf (1996) [13], việc chỉ định tuyến tính do vậy sẽ không thể giúp phân biệt giữa các mô hình này với nhau.

Một nhánh phê phán thứ hai tập trung vào những nội dung hàm chứa thông tin của các phân tích hồi quy. Một số nhà nghiên cứu nhấn mạnh tới sự tương đồng giữa những hồi quy tốc độ tăng trưởng theo giá trị thu nhập ban đầu và sai lầm hồi quy hướng về giá trị trung bình của Galton. Một số tác giả cho rằng, cách khắc phục nhược điểm của phương pháp số liệu chéo là sử dụng phương pháp hồi quy theo số liệu mảng. Phương pháp này được chúng tôi trình bày trong phần tiếp theo.

2.3.3. Mô hình hội tụ không điều kiện và mô hình dưới điều kiện hội nhập theo phương pháp tiếp cận số liệu mảng

2.3.3.1. Mô hình hội tụ không điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu mảng

Từ quan điểm lý thuyết, chúng ta sử dụng phương pháp hồi quy để phân tích hội tụ tuyệt đối β. Trước hết hãy xem xét trường hợp đơn giản sau: giả sử biến phụ thuộc là tăng trưởng của loga của năng suất các yếu tố tổng hợp của các doanh

nghiệp tại thời điểm (t+k) so với thời điểm t, còn biến độc lập là loga của năng suất các yếu tổng hợp ở thời điểm t của thời kỳ nghiên cứu. Chúng ta có thể thiết lập phương trình sau:

$$\ln[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (2.18)$$

Trong đó t là thời điểm nghiên cứu, $TFP_{t,i}$ là năng suất tổng hợp của doanh nghiệp i tại thời điểm t, α và β là các tham số được ước lượng còn $\varepsilon_{t,i}$ là số hạng sai số ngẫu nhiên. Nếu giá trị ước lượng được của β là âm, thì chúng ta nói rằng dữ liệu chứng tỏ có β-hội tụ không điều kiện hay còn gọi là β-hội tụ tuyệt đối.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi chọn k=1 để phân tích về tốc độ bắt kịp hàng năm nếu có của TFP. Khi đó mô hình được chỉ định là: [32]

$$\Delta \ln TFP = \ln[\frac{TFP_{t+1,i}}{TFP_{t,i}}] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (2.19)$$

Nếu β<0 thì ta nói có sự hội tụ không điều kiện xảy ra hay là có sự hội tụ tuyệt đối xảy ra. Khi đó tốc độ bắt kịp của các doanh nghiệp trong trường hợp xảy ra hội tụ được tính bởi công thức sau:

$$\lambda = -\frac{\ln(1+\beta)}{T} \quad (2.20)$$

Và công thức tính nửa đời cho các trường hợp hội tụ sẽ là:

$$half = \frac{\ln 2}{\lambda} \quad (2.21)$$

2.3.3.2. Mô hình hội tụ dưới tác động của biến lan tỏa công nghệ theophương pháp tiếp cận số liệu mảng.

Áp dụng phương trình thực nghiệm rút ra từ lý thuyết tân cổ điển [11]

$$\ln[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}}] = \alpha + \beta \ln y_{t,i} + \sum_{j=1,2,...} \gamma_j X_{t,j} + \varepsilon_{t,i}$$

Trong đó t là thời điểm nghiên cứu, $y_{t,i}$ là năng suất tổng hợp của doanh nghiệp i tại thời điểm t, α và β là các tham số được ước lượng còn $\varepsilon_{t,i}$ là số hạng sai

số ngẫu nhiên; $X_{t,j}$ là nhân tố tác động j ở thời điểm t. Trong nghiên cứu này k=1 được chọn để xem xét quá trình bắt kịp trong vòng 1 năm và các biến $X_{t,j}$ là biến lan tỏa công nghệ. Khi đó mô hình được chỉ định là:[34].

$$\Delta \ln TFPit = \ln[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \gamma_1 LHp_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \qquad (2.22)$$

Ta nói là xảy ra sự hội tụ khi $\beta < 0$. Hệ số đối với tham số hội tụ β được coi là tốc độ hội tụ hàng năm. Các biến khác ở đây với hàm ý là có thể đưa ra một số biến giải thích bổ sung cho sự hội tụ khi vấn đề hội tụ đã xảy ra. Khi đó tốc độ bắt kịp của các doanh nghiệp trong trường hợp xảy ra hội tụ được tính bởi công thức (2.20) và nửa đời cho các trường hợp hội tụtheo công thức (2.21).

2.3.3.3. Mô hình hội tụ dưới tác động của biến truyền tải FDI theophương pháp tiếp cận số liệu mảng.

Áp dụng phương trình thực nghiệm rút ra từ lý thuyết tân cổ điển Barro và Sala-i-Martin (1995)[11]:

$$\ln[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \sum_{j=1,2,...} \gamma_j X_{t,j} + \varepsilon_{t,i}$$

Trong đó t là thời điểm nghiên cứu, $TFP_{t,i}$ là tăng trưởng của năng suất tổng hợp của doanh nghiệp i tại thời điểm t, α và β là các tham số được ước lượng còn $\varepsilon_{t,i}$ là số hạng sai số ngẫu nhiên; $X_{t,j}$ là nhân tố tác động j ở thời điểm t. Trong nghiên cứu này k=1 được chọn để xem xét quá trình bắt kịp trong vòng 1 năm và các biến $X_{t,j}$ là các biến truyền tải của FDI. Khi đó mô hình được chỉ định là [37]:

$$\Delta \ln TFPit = \ln[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \gamma_1 back_{t,i} + \gamma_2 Sback_{t,i} + \gamma_3 for_{t,i} + \gamma_4 hor_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \qquad (2.23)$$

Ta nói là xảy ra sự hội tụ khi $\beta < 0$. Các biến back, Sback, for, hor có vai trò giải thích cho sự thu hẹp khoảng cách của TFP. Nghĩa là chúng giải thích cho sự hội tụ TFP.Khi đó tốc độ bắt kịp của các doanh nghiệp trong trường hợp xảy ra hội tụ được tính bởi công thức (2.20) và nửa đời cho các trường hợp hội tụtheo công thức (2.21).

2.3.3.4. Phê phán phương pháp tiếp cận số liệu mảng

Từ quan điểm kinh tế lượng, lợi thế của phương pháp này so với hồi quy chéo là rất rõ ràng.Những khác biệt không quan sát được mà khiến cho hồi quy hội tụ chéo bị chệch có thể được kiểm soát, và độ trễ của các biến giải thích có thể được sử dụng làm biến công cụ để xử lý vấn đề nội sinh. Tuy nhiên, nếu như việc tính được những khác biệt giữa các vùng là một bước tiến từ quan điểm kinh tế lượng thì nó lại gây ra một bất lợi khác.Việc loại bỏ đi những khác biệt mang đặc thù quốc gia có nghĩa là chúng ta từ bỏ không khám phá xem điều gì xảy ra với toàn bộ phân phối mẫu chéo bởi vì chính những khác biệt này mới lý giải tại sao nước này giàu và nước kia nghèo, và khuôn mẫu này sẽ biến đổi ra sao theo thời gian. Nói cách khác, cả hai phương pháp vẫn chưa xử lý được những vấn đề đã nêu, và quan trọng hơn là chúng không giúp chúng ta hiểu sâu hơn về diễn biến của toàn bộ phân phối chéo của các nền kinh tế theo thời gian mà chúng ta đã nêu ra trong phần bàn luận về hồi quy chéo.

2.3.4. Mô hình hội tụ theo phương pháp tiếp cận phân phối

Trong phần này chúng tôi sử dụng mô hình xích Markov để tính toán ma trận trạng thái chuyển của TFP theo tỉnh trong ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012.

Phân phối F_t chứa các chênh lệch giữa TFP của từng tỉnh và trung bình TFP của Việt Nam và giả sử rằng phân phối này biến đổi như sau:

$$F_{t+1} = P'F_t$$

Ở đây P là ma trận xác suất chuyển (n*n). Một phần tử p_{ij} của P biểu thị xác suất một tỉnh trong lớp i trong thời kỳ t sẽ chuyển sang lớp j trong thời kỳ $t+1$. Sử dụng tiêu chuẩn phương sai cực tiểu, phân phối F_t được phân đoạn tùy ý thành n khoảng.Theo tiêu chuẩn này, phương sai trong lớp hoặc khoảng được cực tiểu hóa trên cơ sở các mức tăng trưởng TFP cấp tỉnh.Có hai giả thiết quan trọng liên quan với phương trình sai phân cấp một này.Thứ nhất, chúng tôi giả thiết rằng đó là một quá trình cấp một.Đặc biệt, xác suất một tỉnh sẽ ở vào một lớp cụ thể trong thời kỳ

$t+1$ chỉ phụ thuộc vào lớp của tỉnh đó trong thời kỳ t và không phụ thuộc vào lớp của nó trong các thời kỳ trước.Trong bối cảnh của nghiên cứu này, giả thiết này là có lý vì chúng tôi chỉ có vài thời kỳ để phân tích.Thứ hai, chúng tôi giả thiết rằng ma trận xác suất chuyển là dừng.

Khi đó, phân phối về phía trước s bước được cho bởi:

$$F_{t+s} = (P')^s F_t \tag{2.24}$$

Phân phối bất biến đối với thời gian của tăng trưởng của tỉnh có thể tìm thấy khi $t \to \infty$. Tính dừng hàm ý rằng xác suất một tỉnh ở lớp i trong thời kỳ t sẽ ở vào lớp j trong thời kỳ $t+1$ là hằng số qua thời gian. Một ước lượng hợp lý cực đại của xác suất này được cho bởi:

$$p_{ij} = \frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T-1}\frac{N_{ij}^t}{N_i^t} \tag{2.25}$$

Ở đây N_{ij}^t là số tỉnh chuyển từ lớp i sang lớp j trong thời kỳ t; N_i^t là tổng số tỉnh trong lớp i trong thời kỳ t; và T là số thời kỳ [53]

Từ các ma trận chuyển, chúng tôi xem xét tính chất ergodic có tồn tại hay không, qua đó xem xét quá trình hội tụ của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống theo tỉnh. Khi tồn tại tính Ergodic thì chúng ta có thể tiến hành dự báo được khoảng thời gian bắt kịp trong quá trình hội tụ. Luận án nghiên cứu thực nghiệm một ứng dụng của xích Markov vào phân tích và dự báo kinh tế. Chúng tôi cũng so sánh kết quả nghiên cứu của mô hình này khi chạy với các chuỗi TFP được tính với các phương pháp khác nhau để cảm nhận được sự thay đổi của sự hội tụ khi thay đổi phương pháp tính TFP.

Nhược điểm của phương pháp chuỗi xích Markov

Một vấn đề chung mà các phương pháp chuỗi xích Markov gặp phải là việc đưa ra những giả định tương đối mạnh về quá trình tạo dữ liệu Birckenbach và Bode (2001) [15]. Khi xem xét phân phối chéo trong tương lai được dự đoán dựa trên ma trận xác suất chuyển tiếp M_t, các cách tiếp cận này giả định rằng quá trình tạo dữ liệu là bất biến theo thời gian và thỏa mãn đặc điểm Markov. Ngoài ra, một khó

khăn khác bắt nguồn từ đặc điểm rời rạc của chuỗi.Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng việc rời rạc hóa một chuỗi xích Markov bậc nhất liên tục nhiều khả năng sẽ làm mất đi đặc điểm đặc trưng của nó.Với những điểm phê phán kể trên, một phương pháp khác là từ bỏ việc rời rạc hóa cùng nhau. Trong trường hợp này, toán tử trong phương trình (1.41) có thể được hiểu là một bản đồ nhân ngẫu nhiên Quah (1993) [63] và hội tụ có thể được nghiên cứu bằng cách phân tích trực tiếp hình dạng của biểu đồ ba chiều của bản đồ nhân ngẫu nhiên, do vậy nó sẽ tránh việc đưa ra những giả định quá chặt đối với quá trình tạo dữ liệu.

Như đã nhấn mạnh ở phần đầu, cách tiếp cận phân phối trong nghiên cứu hội tụ, nghiên cứu cả hình dạng và quá trình vận động của phân phối chéo của thu nhập đầu người, sẽ mang lại nhiều thông tin về diễn biến của phân phối chéo thực tế hơn so với kết quả hội tụ thu được từ phương pháp hồi quy.

Tóm tắt chương 2

Trong chương này chúng tôi đã giới thiệu các cơ sở phương pháp luận về phương pháp tính TFP, cấu trúc các biến có ảnh hưởng đến hội tụ TFP trong điều kiện hội nhập và các mô hình thực nghiệm sự hội tụ TFP theo các phương pháp tiếp cận khác nhau. Chúng tôi đã đưa ra các mô hình thực nghiệm sự hội tụ TFP của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012 theo các cách tiếp cận khác nhau. Đây chính là các mô hình được chúng tôi tiến hành thực nghiệm trong phần tiếp theo của luận án.

CHƯƠNG 3
KẾT QUẢ THỰC NGHIỆM CÁC MÔ HÌNH HỘI TỤ NĂNG SUẤT CÁC YẾU TỐ TỔNG HỢP NGÀNH CÔNG NGHIỆP CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG GIAI ĐOẠN 2000-2012

Trước khi đi vào thực nghiệm chúng tôi trình bày cách tính và thực trạng TFP của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống. Sau đó, chúng tôi trình bày các mô hình thực nghiệm về hội tụ năng suất cho ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống. Bao gồm mô hình hội tụ gồm mô hình σ-hội tụ, mô hình hội tụ không điều kiện (hội tụ tuyệt đối), mô hình hội tụ có điều kiện với các biến tác động là lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI theo các phương pháp tiếp cận số liệu chéo và số liệu mảng. Cuối cùng là trình bày kết quả của phương pháp tiếp cận phân phối bằng mô hình xích Markov.

3.1. Thực hiện tính toán TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012 theo các phương pháp khác nhau.

3.1.1. Giới thiệu về bộ số liệu thực nghiệm

Cơ sở dữ liệu vi mô từ các cuộc điều tra doanh nghiệp hàng năm do Tổng cục Thống kê thực hiện từ năm 2000, liên tiếp các năm đến năm 2012. Các thông tin chủ yếu của các doanh nghiệp như loại hình doanh nghiệp, ngành nghề kinh doanh, lao động (tính bằng số lao động trung bình trong năm), tài sản, khấu hao tài sản cố định, thu nhập của người lao động, lương thưởng và đóng bảo hiểm xã hội, nghĩa vụ tài chính, lợi nhuận của các doanh nghiệp (tính bằng triệu đồng). Các đầu vào và đầu ra đã được giảm phát. Nghiên cứu này sử dụng mẫu cân đối, gồm các doanh nghiệp xuất hiện cả 13 năm từ năm 2000 đến 2012. Chúng tôi loại đi những doanh nghiệp mà tuổi đời doanh nghiệp, tổng thu nhập, tổng tài sản, lao động không dương. Trong nghiên cứu này, giá trị gia tăng được sử dụng để ước tính năng suất nhân tố tổng hợp, tuy nhiên, dữ liệu về giá trị gia tăng không có sẵn và cần được tính toán từ các thành phần liên quan. Giá trị gia tăng được tính bằng hiệu của tổng sản lượng với các đầu vào trung gian. Nhưng dữ liệu về các chi phí sản xuất được

dùng để tính các đầu vào trung gian lại không có trong bộ dữ liệu. Tuy nhiên, theoTổng cục Thống kê, giá trị gia tăng được xác định bằng tổng của hai thành phần là: (i) phần bù lao động và (ii) chi phí thuê vốn. Vì vậy, trong nghiên cứu này, giá trị gia tăng sẽ được đo lường dựa trên cách tiếp cận nhân tố thu nhập, phương pháp xác định thu nhập của lao động và vốn một cách riêng biệt. Thông tin về phần bù thu nhập, khấu hao tài sản cố định, và lợi nhuận sẵn có trong điều tra doanh nghiệp. Các đầu vào trung gian được dùng làm biến điều khiển để ước lượng năng suất nhân tố tổng hợp theo kỹ thuật bán tham số và được tính toán bằng việc lấy tổng doanh thu trừ đi giá trị gia tăng ở giá cố định. Phương pháp này được gọi là phương pháp bán tham số Levinshon-Petrin (LP).Cũng như phương pháp Levinshon-Petrin, khi chúng ta thay biến đầu vào trung gian bằng biến vốn đầu tư thì chúng ta được phương pháp bán tham số Olley-Parkes (OP).

Bảng 3.1: Số liệu tính toán TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
lao động	273211	305156	353909	386652	419551	437429	448945	472477	514844	543786	563507	597263	573235
thu nhập	3119308	3719502	4658869	5454786	6575098	7658754	8738931	10994173	14363855	18070160	23275694	29149191	33039304
tài sản	51256364	59126060	72132672	82024024	94805695	1.13E+08	1.3E+08	1.85E+08	2.35E+08	3.02E+08	3.92E+08	4.83E+08	5.28E+08
Tscddtdh	26871089	28366288	32797681	36571833	40699404	47830899	55761000	81668385	1.04E+08	1.32E+08	1.64E+08	1.9E+08	2.12E+08
nguyên giá	35931266	40392040	46541952	52671670	59672638	66715544	72727484	89362136	1.13E+08	1.39E+08	1.67E+08	2.06E+08	2.32E+08
Khtscd	12536002	15644970	18777087	21865385	25130800	29189263	32002957	37571251	45170095	54778485	62098055	76529377	85458814
Tsld	24385275	30759687	39334991	45452191	54106291	64757352	74676118	1.04E+08	1.3E+08	1.69E+08	2.28E+08	2.94E+08	3.16E+08
doanh thu	73674732	85484976	1.12E+08	1.28E+08	1.58E+08	1.92E+08	2.19E+08	2.92E+08	4.03E+08	5.07E+08	6.36E+08	7.96E+08	8.97E+08
lợi nhuận	4998218	5691932	3483438	3922908	6417645	7520735	10129101	14761673	14018625	26232253	32266554	37666697	35909986
thuế	8494482	10063141	11946416	14101606	16460298	18660482	19681351	26595237	31288314	36726267	44721833	53370753	64165618
vốn đầu tư	2739252	6631297	7443230	8827010	8707039	10076576	14481956	24436471	33715165	28094346	46881860	60242548	58827139
vốn đầu tư_vay	663151	2017823	3589036	2794263	2295030	2817148	4217253	5748220	9319355	11689185	19840133	30702379	25399223
giá trị sản xuất	81115342	93234539	1.13E+08	1.3E+08	1.63E+08	1.96E+08	2.24E+08	3.05E+08	4.16E+08	5.18E+08	6.53E+08	8.2E+08	9.13E+08
số doanh nghiệp	3467	3588	3941	4093	4447	5028	5380	5895	7005	7503	7545	8430	8582

Nguồn: Bộ số liệu về điều tra doanh nghiệp của Tổng cục thống kê Việt Nam 2000-2012

Từ bộ số liệu này chúng ta thực hiện một số tính toán để thấy được thực trạng của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam trong thời kỳ 2000-2012.

Bảng 3.2. Tốc độ tăng trưởng của các nhân tố kinh tế

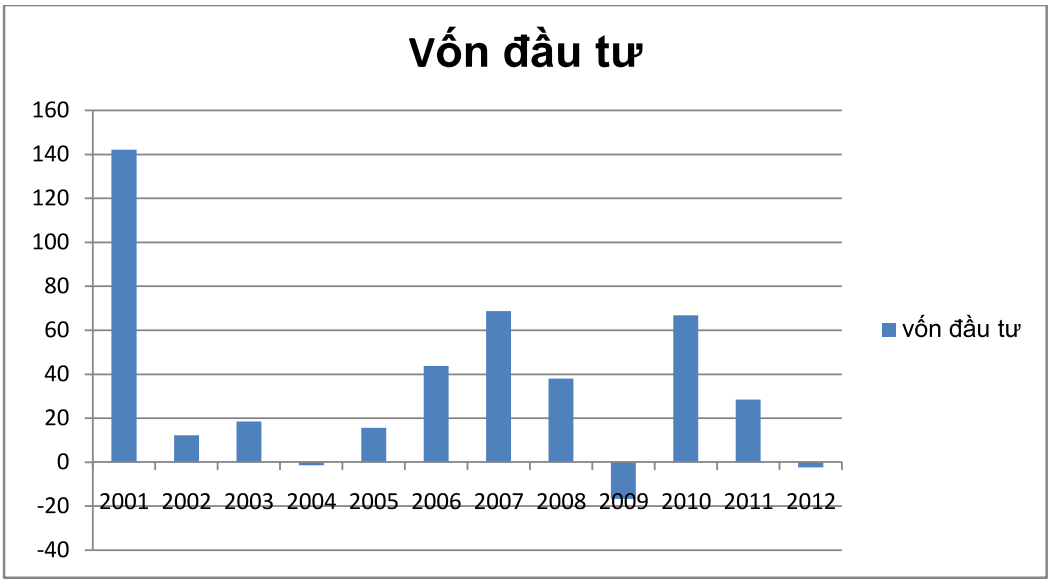
Đơn vị %

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	mean	Std. Dev.	Min	Max
lao động (người)	11.69	15.97	9.25	8.51	4.26	2.63	5.24	8.97	5.62	3.63	5.99	-4.02	6.48	5.01	-4.02	15.97
thu nhập (triệu)	19.24	25.25	17.08	20.54	16.48	14.10	25.81	30.65	25.80	28.81	25.23	13.35	21.86	5.82	13.35	30.65
tài sản (tỉ đồng)	15.35	21.99	13.71	15.58	18.76	15.85	42.06	27.02	28.19	29.78	23.36	9.35	21.75	9.00	9.35	42.06
doanh thu (tỉ đồng)	16.03	30.88	14.77	23.04	21.36	14.15	33.26	38.12	25.74	25.49	25.20	12.65	23.39	8.07	12.65	38.12
lợi nhuận (tỉ đồng)	13.87	-38.80	12.62	63.59	17.19	34.68	45.74	-5.03	87.12	23.00	16.74	-4.66	22.17	33.08	-38.80	87.12
vốn đầu tư (tỉ đồng)	142.00	12.24	18.59	-1.36	15.73	43.72	68.74	37.97	-16.67	66.87	28.50	-2.35	34.50	42.93	-16.67	142.00
giá trị gia tăng (tỉ đồng)	21.31	7.43	16.06	22.02	16.38	14.65	24.49	16.15	34.71	18.73	21.85	7.72	18.46	7.38	7.43	34.71
gia trị trung gian (tỉ đồng)	13.97	40.60	14.36	23.37	22.95	14.00	35.91	44.22	23.73	27.13	25.96	13.74	24.99	10.57	13.74	44.22

Nguồn: Tác giả tự tính toán dựa trên bộ số liệu điều tra doanh nghiệp của tổng cục thống kê giai đoạn 2000-2012.

Sau đây chúng tôi sẽ trình bày từng nhân tố cụ thể

Thực trạng vốn đầu tư

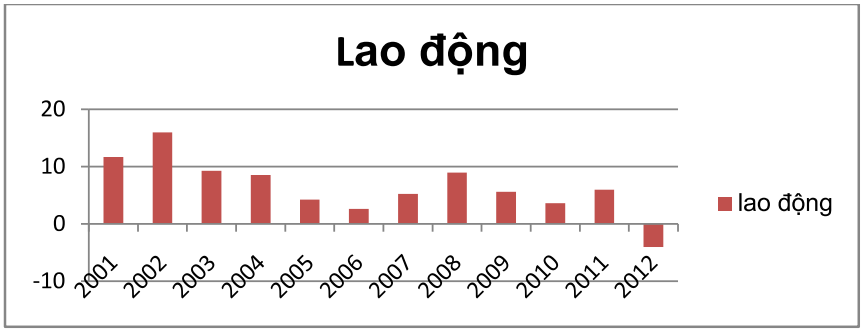


Hình 3.1: Biểu đồ tăng trưởng vốn đầu tư trong thời kỳ 2000-2012

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tốc độ tăng trưởng của thời kỳ này là 34,51%, tuy nhiên tốc độ tăng trưởng của vốn đầu tư không đồng đều. Tốc độ tăng trưởng vốn đầu tư tăng mạnh vào năm 2001, sau đó giảm dần ở các năm tiếp theo từ 2002-2004. Đến 2005 tốc độ tăng trưởng mới tăng trở lại và đạt cao nhất trong giai đoạn này là 2007, sau đó tốc độ tăng trưởng của nó lại giảm mạnh vào 2 năm tiếp theo. Đỉnh điểm 2009 có tốc độ tăng trưởng âm. Điều này cũng phản ảnh một phần do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng kinh tế năm 2008. Đến năm 2010 thì khủng hoảng được khắc phục, tốc độ tăng trưởng tăng cao trở lại. Tuy nhiên tốc độ tăng trưởng không giữ được mức tăng của nó. Điều này cho ta thấy một điều, trong cả quá trình nghiên cứu, có nhiều nguyên nhân tác động đến vốn đầu tư. Ngoài tình hình kinh tế suy thoái, làm ăn thua lỗ, buộc doanh nghiệp phải thắt chặt đầu tư hơn thì có thể kể đến những nguyên nhân tầm nhìn đầu tư vào lĩnh vực nào? Thị trường phát triển bị chững lại của nền kinh tế.

Thực trạng lao động

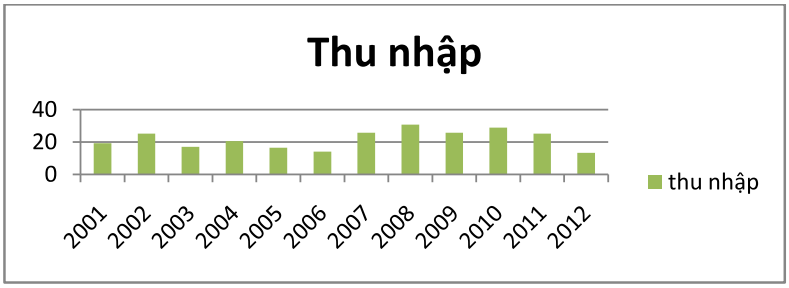


Hình 3.2: Biểu đồ tăng trưởng lao động

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tốc độ tăng trưởng trung bình cho cả thời kỳ là 6,48%. Trong suốt thời kỳ tốc độ tăng trưởng dương, cao nhất là năm 2002 với 15,97%. Tốc độ này giảm đến năm 2006 ở mức dưới 5% và lại tăng cao trở lại trong những năm tiếp theo. Tuy nhiên năm 2012 tốc độ tăng trưởng về lao động là âm. Như vậy chúng ta thấy, với một nguồn lao động phong phú, trong giai đoạn kinh tế phát triển nhất (2005-2007: giai đoạn tăng trưởng nóng của nền kinh tế Việt Nam) thì tốc độ tăng trưởng kinh về lao động giảm. Thế nhưng đến thời điểm khủng hoảng kinh tế 2008 thì sức hút về lao động của ngành là rất cao. Điều này minh chứng rằng, đội ngũ lao động ở các lĩnh vực khác có thể chuyển qua làm việc được trong lĩnh vực chế biến thực phẩm và đồ uống. Một nguyên nhân nữa là, dù nền kinh tế đi xuống nhưng đây là lĩnh vực thiết yếu nên nhu cầu về nó cũng ổn định hơn so với các lĩnh vực khác. Chính điều này sẽ hút cầu lao động của nền kinh tế.

Thực trạng thu nhập của lao động

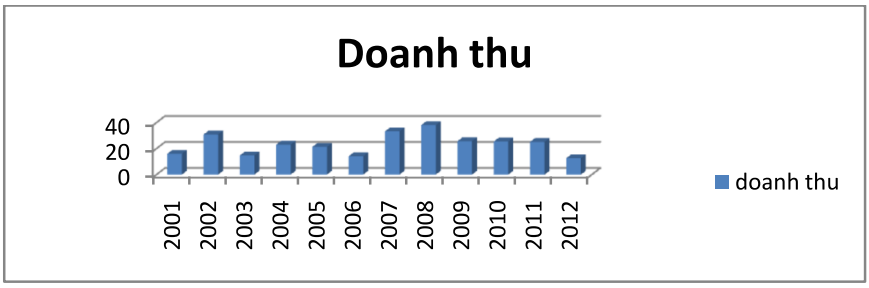


Hình 3.3: Biểu đồ tăng trưởng thu nhập của người lao động

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Trung bình tốc độ tăng trưởng của thu nhập người lao động trong giai đoạn này là 21,86%. Tốc độ tăng trưởng của thu nhập người lao động trong cả quá trình tương đối đều. Tuy nhiên, vào thời điểm khủng hoảng kinh tế 2008, thi tốc độ tăng trưởng của thu nhập cao hơn hẳn, điều này là do lực lượng lao động trong năm này tăng cao hơn so với các năm khác. Đặc biệt năm 2012, khi mà tốc độ tăng trưởng của lao động giảm thì thu nhập của lao động lại tăng cao, điều này có thể giải thích bởi nền kinh tế đã phục hồi ổn đinh trở lại, đã có nhiều sự thay đổi trong cơ cấu ngành và yếu tố công nghệ đã được quan tâm nhiều hơn, dẫn đến năng suất các nhân tố tổng hợp được tăng lên. Chính điều này làm cho thu nhập của người lao động tăng trưởng tốt hơn.

Thực trạng doanh thu

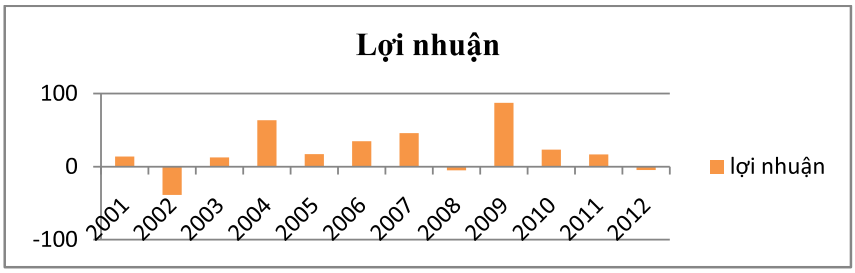


Hình 3.4: Biểu đồ tăng trưởng doanh thu trong thời kỳ 2001-2012

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tương tự như yếu tố thu nhập của người lao động, doanh thu của ngành cũng tăng trong thời kỳ này. Trung bình tốc độ tăng trưởng của chu kỳ là 23,39%. Tốc độ tăng trưởng thấp nhất vào năm 2012 (12,65%) và cao nhất là năm 2008(38,12%).

Thực trạng lợi nhuận

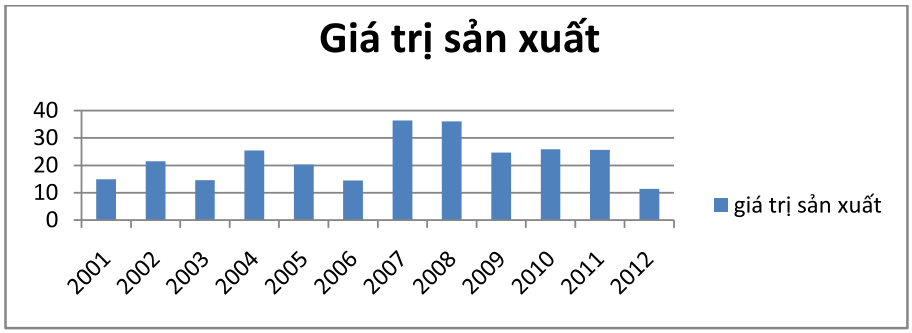


Hình 3.5: Biểu đồ tốc độ tăng trưởng lợi nhuận trong thời kỳ 2001-2012

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Lợi nhuận trung bình của cả thời kỳ là 22,17%. Tuy nhiên, tốc độ tăng trưởng của các năm không đều nhau.Năm 2002, 2008, 2012 là những năm có tốc độ tăng trưởng của lợi nhuận âm. Sau năm khủng hoảng kinh tế 2008, sang năm 2009 nền kinh tế đã có những dấu hiệu tiến triển trở lại, chính điều này cũng được phản ảnh trong tốc độ tăng lợi nhuận của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam.

Thực trạng giá trị sản xuất

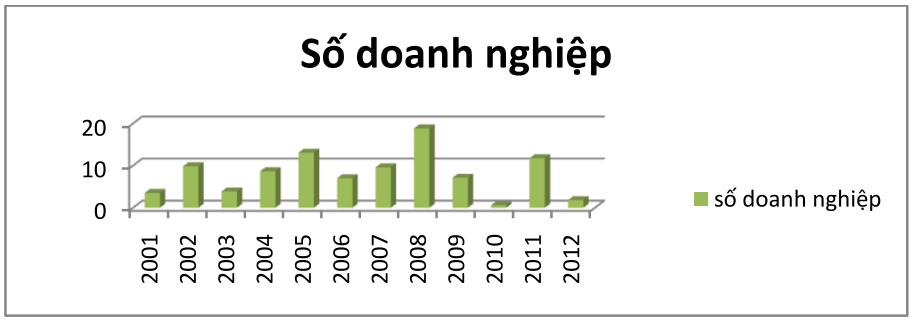


Hình 3.6: Biểu đồ tăng trưởng giá trị sản xuất trong thời kỳ 2001-2012

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tốc độ tăng trưởng trung bình của cả thời kỳ là 22,60%. Trong đó, hai năm 2007, 2008 đạt tốc độ tăng trưởng cao nhất. Điều này cũng phù hợp vì tốc độ tăng trưởng của lao động ở hai năm này cũng cao nhất.

Thực trạng số doanh nghiệp



Hình 3.7: Biểu đồ tốc độ tăng trưởng của số lượng doanh nghiệp

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tốc độ tăng trưởng về số lượng các doanh nghiệp của ngành luôn dương trong thời kỳ này, đây là một điều đáng mừng cho sự phát triển đi lên của ngành.

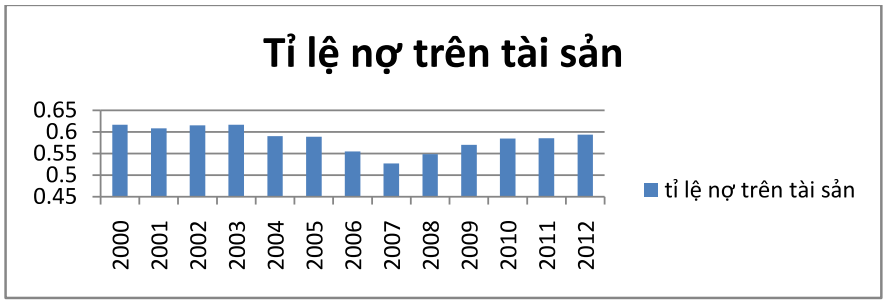
Tốc độ tăng trưởng đạt lớn nhất trong năm 2008 và có xu hướng chững lại ở những năm tiếp theo. Tốc độ trung bình cho cả thời kỳ là 7,96%.

Qua phần tổng kết báo cáo từ một số chỉ tiêu trong ngành chế biến thực phẩm chúng ta thấy, tốc độ tăng trưởng của ngành hầu hết đạt mức dương. Điều này có nghĩa là ngành ngày càng được chú trọng và phát triển.Đặc biệt, ở vào những thời điểm khó khăn của nền kinh tế, thì sự phát triển của ngành này càng được tăng cao. Đây có thể là do đặc thù của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam. Việt Nam một nước với dân số trẻ, nguồn lao động phong phú, một đất nước sẵn có nguồn nguyên liệu đa dạng cho ngành chế biến thực phẩm và đồ uống phát triển mạnh. Thực trạng cũng chỉ ra rằng, trình độ lao động trong ngành chưa cao, công nghệ sử dụng trong ngành chưa được chú trọng đúng mức để ngành có thể phát triển một cách tương xứng với tiềm năng của nó.

Phần tiếp theo, chúng tôi tìm hiểu thực trạng của một số đặc điểm đặc trưng cho sự phát triển của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống.

Tỉ lệ nợ trên tài sản

Chỉ tiêu này cho biết mức độ sử dụng đòn bẩy nợ trong hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp.Nó cũng phần nào cho biết khả năng tiếp cận các nguồn vốn vay của các doanh nghiệp.



Hình 3.8: Biểu đồ tỉ lệ nợ trên tài sản

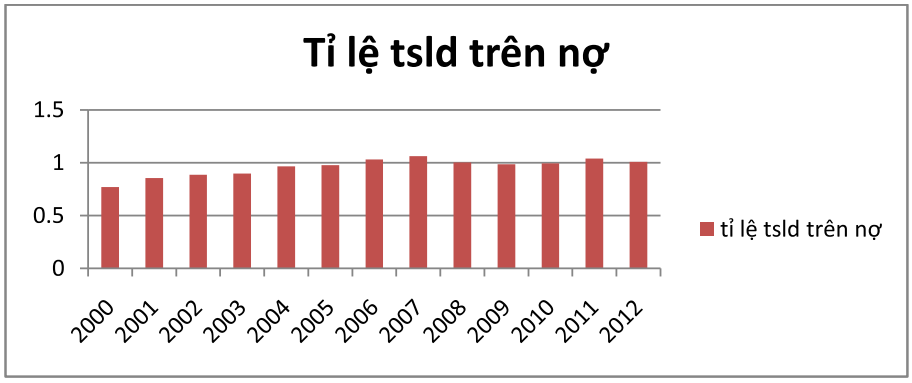
Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Chúng ta thấy rằng tỉ lệ nợ trên tài sản của ngành tương đối ổn định, nó xoay quanh mức 0,6. Tỉ lệ này thấp nhất vào năm 2007 và đến 2008 thì có tăng cao hơn một chút. Tỉ lệ trung bình cho cả thời kỳ là 0,59. Tỉ lệ này ổn định ngay cả trong bối cảnh nền kinh tế khủng hoảng là một nguyên nhân giúp các doanh nghiệp trong

ngành này trụ vững trước những biến động bất lợi về nền kinh tế. Tuy nhiên sử dụng đòn bẩy nợ thấp cũng ít nhiều hạn chế cơ hội tăng trưởng của ngành nói chung và các doanh nghiệp nói riêng.

Tỉ lệ tài sản lưu động trên nợ

Theo đúng định nghĩa của chỉ tiêu tỉ số thanh toán hiện tại, nó sẽ bằng giá trị tài sản lưu động (tức là những tài sản có thể chuyển thành tiền mặt trong 12 tháng tới) chia cho gia trị nợ ngắn hạn (tức là các khoản nợ phải thanh toán trong vòng 12 tháng tới). Tuy nhiên, do dữ liệu của cuộc điều tra chỉ có thể thông tin về tài khoản nợ phải trả (không có dữ liệu nợ ngắn hạn), do đó chúng tôi sử dụng giá trị nợ phải trả(có thể gồm cả nợ ngắn hạn, nợ trung hạn và nợ dài hạn) để thay thế. Tuy nhiên, nếu tỷ trọng giữa nợ ngắn hạn và nợ dài hạn của các doanh nghiệp trong ngành xấp xỉ nhau thì thay thế này ít ảnh hưởng đến giá trị tương đối của tỉ số giữa các doanh nghiệp. Để đảm bảo an toàn về thanh khoản cho doanh nghiệp, tỉ lệ này càng cao càng tốt. Điều này cũng có nghĩa là doanh nghiệp sẽ an toàn hơn trong ngắn hạn.



Hình 3.9: Biểu đồ tỉ lệ tài sản lưu động trên nợ

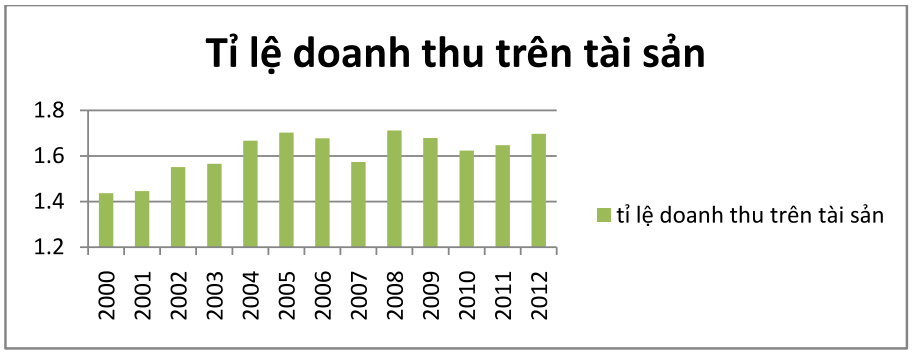
Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Như chúng ta đã nói ở trên, chỉ tiêu này phản ánh mức độ an toàn về thanh khoản trong ngắn hạn. Thông thường tỉ lệ giữa tài sản lưu động trên nợ ngắn hạn được kỳ vọng quanh giá trị 1 sẽ là một sự đảm bảo an toàn cho khả năng thanh khoản của doanh nghiệp và ngành trong ngắn hạn. Tuy nhiên vì không có thông tin về nợ ngắn hạn, chúng ta đã phải sử dụng thông tin nợ phải trả (bao gồm tất cả các kỳ hạn) để thay thế, vì thế khi nhìn vào con số tuyệt đối này chúng ta không có nhiều điều để nói. Tuy nhiên chúng ta có thể đánh giá sơ bộ như sau: trong cả thời

kỳ nghiên cứu, tỉ lệ tsld trên nợ dao động trong mức 0,78 đến 1,06. Tỉ lệ này cũng tương đối ổn định qua các năm, điều này phản ảnh sự phát triển tương đối ổn định của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống.

Tỉ lệ doanh thu trên tài sản

Chỉ tiêu này cho biết giá trị doanh thu bán hàng từ mỗi đồng tài sản, nghĩa là chỉ tiêu phản ánh mức độ quay vòng cũng như hiệu quả sử dụng của tài sản.



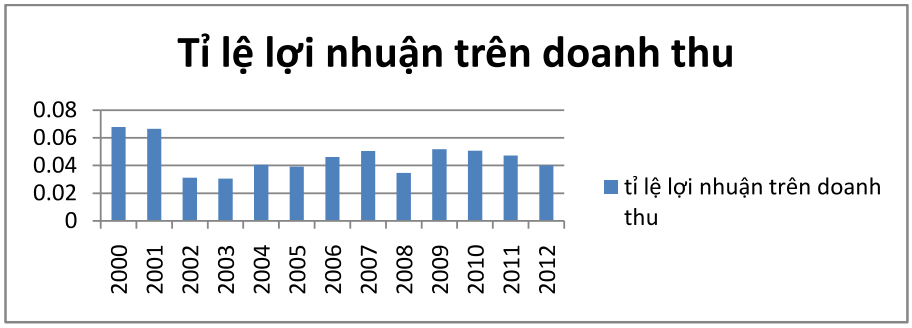
Hình 3.10: Biểu đồ tỉ lệ doanh thu trên tài sản thời kỳ 2000-2012

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Đây là chỉ tiêu phản ánh tốc độ quay vòng của tài sản. Thông thường những ngành có giá trị đầu tư ban đầu vào tài sản cố định lớn và vòng đời của tài sản cố định kéo dài thì tỉ lệ này thương thấp và ngược lại. Chúng ta thấy rằng, ngành chế biến thực phẩm và đồ uống có tỉ lệ doanh thu trên tài sản rất cao. Cao nhất vào năm 2008 đạt xấp xỉ 1,71. Điều này có nghĩa là, với mỗi đồng đầu tư vào tài sản của doanh nghiệp thì sẽ tạo ra doanh thu là 1,71 đồng. Tỉ lệ này dao động trong khoảng 1,44 đến 1,71 cũng cho thấy sự phát triển của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống tương đối ổn định. Điều này cũng nói lên một điều, so với các ngành kinh tế khác thì ngành này có giá trị đầu tư vào tài sản cố định thấp hơn và có vòng đời của tài sản cố định ngắn hơn. Đây cũng là lí do tại sao trong lúc nền kinh tế khó khăn nhưng tốc độ phát triển của ngành vẫn không ngừng tăng cao và ổn định.

Tỉ lệ lợi nhuận trên tài sản

Chỉ tiêu này cho biết tỷ trọng chi phí để bán được hàng hóa.Nếu như mọi yếu tố khác là như nhau, khi đó chúng ta mong muốn tỉ lệ này càng cao vì nó có ý nghĩa là tỉ trọng chi phí để bán được hàng hóa càng thấp.Tuy nhiên nếu các yếu tố khác không như nhau thì không chắc chắn tỉ lệ này cao sẽ tốt hơn.



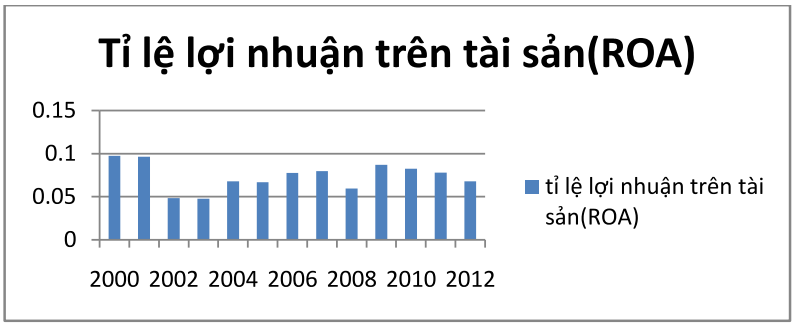
Hình 3.11: Biểu đồ tỉ lệ lợi nhuận trên doanh thu thời kỳ 2000-2012

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tỉ lệ này nằm trong nhóm sinh lời của nền kinh tế. Đây là một thước đo phản ánh tỉ trọng mức độ lợi nhuận tính trên mỗi đồng doanh thu, tức là nó cũng phản ánh tỉ trọng chi phí để có được một đồng doanh thu. Cũng như phân tích ở tỉ lệ doanh thu trên tài sản, một số ngành dựa rất nhiều vào chi phí đầu tư ban đầu vào tài sản cố định còn chi phí hoạt động phía sau có thể không lớn nên nhiều khả năng tỉ lệ lợi nhuận trên doanh thu có thể cao hơn. Đối với ngành chế biến thực phẩm và đồ uống, đầu tư vào vốn ban đầu thấp nên tỉ lệ này là rất thấp, nó dao động trong khoảng 0,03 đến 0,068. Điều này phản ánh thực trạng, tuy duy trì phát triển ở mức ổn định trong cả thời kỳ nhưng ngành vẫn chưa cải thiện được hiệu quả hoạt động của mình.Đây là một vấn đề cần được chú trọng để khắc phục nhằm phát triển ngành lên một tầm phát triển mới.

Tỉ lệ lợi nhuận trên tài sản (ROA)

Chỉ tiêu này cho biết tỉ suất lợi tức của mỗi đồng vốn bỏ ra đầu tư vào tài sản của doanh nghiệp.



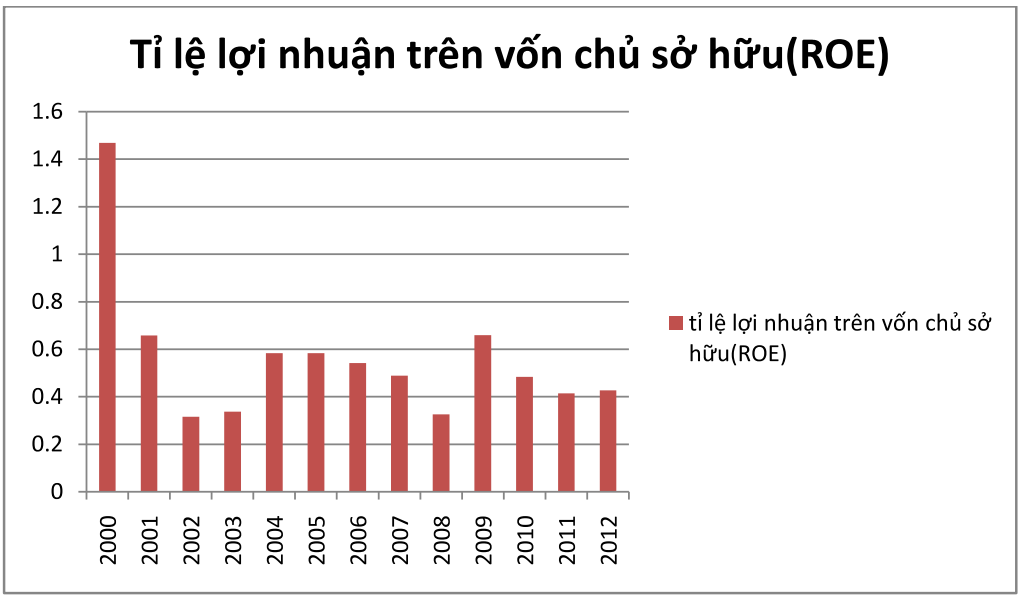
Hình 3.12: Biểu đồ tỉ lệ lợi nhuận trên tài sản(ROA) thời kỳ 2000-2012

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tỉ lệ này cũng có tương đối thấp so với các ngành khác, và cũng có xu hướng giảm vào năm 2008.Tuy nhiên những năm sau thì tỉ lệ này hồi phục và giữ mức ổn định.

Tỉ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE)

Đây là một chỉ tiêu quan trọng cho biết mức độ sinh lời của mỗi đồng vốn chủ sở hữu bỏ ra.Nó bằng giá trị lợi nhuận trong năm chia cho giá trị vốn chủ sở hữu bình quân của doanh nghiệp trong năm đó.Thông thường chúng ta muốn tỉ lệ này càng cao càng tốt.



Hình 3.13: Biểu đồ tỉ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE)

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp

Tương tự như tỉ số ROA, ROE của ngành cũng tương đối thấp.

Như vậy chúng ta thấy được rằng, mặc dù ngành chế biến thực phẩm và đồ uống phát triển tương đối ổn định trong cả thời kỳ.Nó cũng không bị ảnh hưởng quá nhiều với những phản ứng bất lợi của nền kinh tế.Tuy nhiên, các chỉ số sinh lời của ngành chưa cao.Điều này còn cho thấy hiệu quả hoạt động của ngành là chưa cao, chưa tương xứng với điều kiện và tiềm năng phát triển của ngành.

3.1.2. Ước lượng TFP ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống theo phương pháp bán tham số theo Olley-Paker và phương pháp bán tham số theo Levinshon-Petrin.

Bảng 3.3: Tóm tắt công thức xác định các biến số sử dụng trong từng phương pháp

TT	Phương pháp bán tham số theo Olley-Paker		phương pháp bán tham số theo Levinshon-Petrin	
	Tên biến	Công thức tính, ý nghĩa	Tên biến	Công thức tính, ý nghĩa
1	Va	Giá trị gia tăng=lợi nhuận+thu nhập người lao động+khấu hao tài sản cố định	Va	Giá trị gia tăng=lợi nhuận+thu nhập người lao động+khấu hao tài sản cố định
2	K	Tài sản	K	Tài sản
3	L	Lao động	L	Lao động
4	DT	Vốn đầu tư	M	Giá trị trung gian=doanh thu –Va
5	lnVa, lnK, lnL, lnM, lnDT lần lượt là logarit tự nhiên của các biến Va, K, L, M, DT			

Từ bộ số liệu gốc, chúng tôi đã lọc ra bộ số liệu tính toán TFP cho ngành công nghệ thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012. Bộ số liệu này chỉ bao gồm các doanh nghiệp có đầy đủ dữ liệu trong 13 năm nghiên cứu, các biến lao động, tài sản, vống đầu tư và giá trị trung gian đều dương. Bảng dưới đây tóm tắt các chỉ số thống kê của các biến sử dụng trong quá trình tính toán.

Bảng 3.4: Tóm tắt các thống kê cơ bản của bộ số liệu tính TFP

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
laodong	6084	231.3315	500.514	1	4431
thunhap	6084	7965.777	31163.09	3	655852
taisan	6084	106187.3	508752.1	35	1.9e+07
doanhthu	6084	199861.7	886125	24	2.73e+07
khtscd	6084	26875.85	106903.8	2	2952777
loinhuan	6084	14701.36	157515.7	-164805	6887344
vondautu	6084	10337.65	81121.47	0	3454187
Va	6084	26310.23	192666.9	-146851	7785005
M	6084	173561	723858.7	3	1.96e+07

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu doanh nghiệp

Chúng tôi thực hiện ước lượng TFP bằng cả hai phương pháp trên cùng một mẫu dữ liệu thống nhất và thu được kết quả như sau:

Kết quả ước lượng TFP theo phương pháp bán tham số Olley-Parkes

Bảng 3.5: Kết quả hồi quy quan hệ giữa lnva và lnl, lnk

. xtset iddn year	
panel variable: iddn (strongly balanced)	
time variable: year, 2000 to 2012	
delta: 1 unit	
. xtreg lnva lnk lnl	
Random-effects GLS regression Number of obs =	6084
Group variable: iddn Number of groups =	468
R-sq: within = 0.5471 Obs per group: min =	13
between = 0.9222 avg =	13.0
overall = 0.8722 max =	13
Wald chi2(2) =	165427.94
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 =	0.0000
lnva Coef. Std. Err. z P>z [95% Conf.	Interval]
lnk .571313 .0023617 241.90 0.000 .5666841	.5759419
lnl .5538718 .0036352 152.36 0.000 .5467469	.5609967
_cons .415513 .0190438 21.82 0.000 .3781879	.4528381
sigma_u .56138582	
sigma_e .59234868	
rho .47318224 (fraction of variance due to u_i)	
.	

Nguồn: Tác giả tự tính toán bằng phần mềm Stata

Bảng 3.6: Ước lượng TFP cho các ngành có tần số 13 năm

xtset id year	
panel variable: id (strongly balanced)	
time variable: year, 2000 to 2012	
delta: 1 unit	
. levpet lnva, free(lnl) proxy(lndt) capital(lnk) i(id) t(year)	
.....	
Levinsohn-Petrin productivity estimator	
Dependent variable represents value added. Number of obs =	6084
Group variable (i): id Number of groups =	468
Time variable (t): year	
Obs per group: min =	13
avg =	13.0
max =	13
lnva Coef. Std. Err. z P>z [95% Conf.	Interval]
lnl .6266147 .0062129 100.86 0.000 .6144377	.6387917
lnk .2055081 .0094675 21.71 0.000 .1869521	.2240641
Wald test of constant returns to scale: Chi2 = 384.43 (p = 0.0000).	

Nguồn: Tác giả tự tính toán bằng phần mềm Stata

Kết quả ước lượng TFP theo phương pháp bán tham số Levinshons-Petrin

Bảng 3.7:Ước lượng TFP cho các ngành có tần số 13 năm

xtset id year	
panel variable: id (strongly balanced)	
time variable: year, 2000 to 2012	
delta: 1 unit	
. levpet lnva, free(lnl) proxy(lnm) capital(lnk) i(id) t(year)	
.....	
Levinsohn-Petrin productivity estimator	
Dependent variable represents value added. Number of obs =	6084
Group variable (i): id Number of groups =	468
Time variable (t): year	
Obs per group: min =	13
avg =	13.0
max =	13
lnva Coef. Std. Err. z P>z [95% Conf.	Interval]
lnl .6449458 .0061989 104.04 0.000 .6327963	.6570954
lnk .2027021 .0065169 31.10 0.000 .1899293	.215475
Wald test of constant returns to scale: Chi2 = 492.60 (p = 0.0000).	

Nguồn: Tác giả tự tính toán bằng phần mềm Stata

Từ kết quả ước lượng chúng ta có nhận xét, bảng số liệu là cân với các ngành. Các kết quả ước lượng của mô hình có ý nghĩa thống kê cao.Không có sự tương quan giữa phần dư và các biến độc lập nên các kết quả tính toán là những ước lượng vững. Đây là nguồn số liệu tin cậy để ta thực hiện các nghiên cứu thực nghiệm sau này. Bảng dưới đây là một số thông tin cơ bản về TFP ước lượng theo phương bán tham số.

Bảng 3.8:Thống kê cơ bản của TFP ước lượng theo phương pháp bán tham số

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
TFPi	6084	74.49218	145.3511	.0781054	2826.233
TFPm	6084	79.44803	157.1671	.0799024	3068.422
Variable	**Obs**	**Mean**	**Std. Dev**	**Min**	**Max**
LnTFPi	6084	3.566941	1.139786	-2.549695	7.9467
LnTFPm	6084	3.614675	1.151706	-2.52695	8.028918

Nguồn: Tác giả tự tính toán bằng phần mềm Stata

Trong đó, TFPi được kí hiệu cho TFP được tính theo phương pháp Levinshon-Petrin còn TFPm là TFP tính theo phương pháp Olley-Parker; LnTFPi, lnTFPm tương ứng là logarit của chúng.

Qua đây chúng ta thấy rằng, hai phương pháp tính có sự khác nhau không nhiều về các đặc trưng giá trị lớn nhất (Max) giá trị nhỏ nhất (Min) giá trị trung vị (Mean).So sánh về độ tập trung số liệu thì phương pháp Olley-Parker có độ tập trung lớn hơn so với phương pháp Levinshon-Petrin.Tuy nhiên khi lấy logarit thì được hai chuỗi với độ tập trung tương đối gần nhau.

3.1.2.Ước lượng TFP bằng phương pháp đa chỉ số

Với bộ số liệu điều tra doanh nghiệp, chúng tôi xử lí để loại bỏ những doanh nghiệp không có đủ số liệu trong thời kỳ nghiên cứu (2000-2012), các doanh nghiệp có số liệu không thích hợp như doanh thu âm, lao động âm, tài sản âm, vốn âm, giá trị gia tăng âm và giá trị trung gian âm. Sau đó, chúng tôi chạy mô hình để tính phần chia của vốn và phần chia của lao động qua từng năm theo mô hình. Kết quả được tóm tắt như sau:

Bảng 3.9: Phần chia của vốn và lao động các năm 2000-2012

Năm	Phần chia của vốn	Phần chia của lao động	Năm	Phần chia của vốn	Phần chia của lao động
2000	0.688658	0.311342	2007	0.702222	0.297778
2001	0.705796	0.294204	2008	0.632159	0.367841
2002	0.644876	0.355124	2009	0.606584	0.393416
2003	0.683122	0.316878	2010	0.660901	0.339099
2004	0.707049	0.292951	2011	0.586589	0.413411
2005	0.7159	0.2841	2012	0.575199	0.424801
2006	0.70845	0.29155			

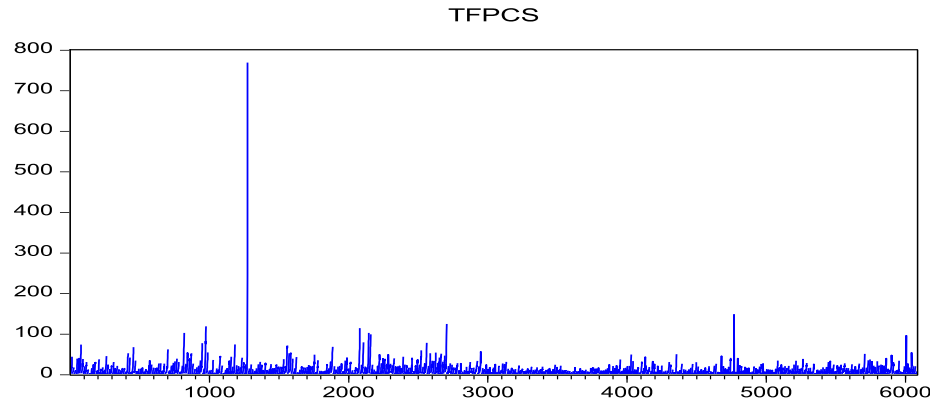
Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu điều tra các doanh nghiệp

Thực hiện ước lượng theophương pháp đa chỉ số. Kết quả được tóm tắt như bảng dưới đây.

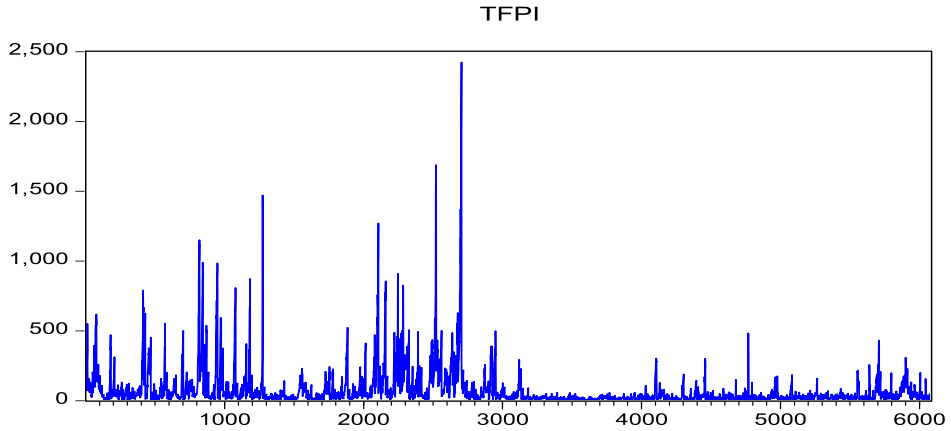
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
TFPcs	5616	8.538827	15.09357	.0008531	769.4097

Nguồn: Tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu doanh nghiệp của GSO

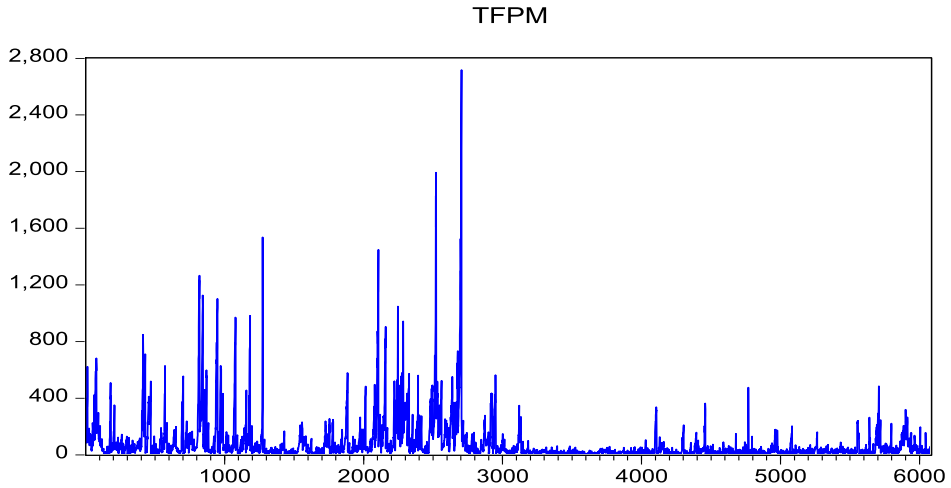
Trong đó, TFPcs là năng suất các nhân tố tổng hợp tính theo phương pháp chỉ số. Để xem xét mức độ tập trung của số liệu và so sánh các phương pháp chúng ta cùng xem biểu đồ phân bố số liệu của TFP tính theo các phương pháp khác nhau.



Hình 3.14: Biểu đồ phân bố của TFPcs



Hình 3.15: Biểu đồ phân bố của TFPi



Hình 3.16: Biểu đồ phân bố của TFPm

Nhìn vào bảng thống kê và các biểu đồ phân bố của TFP chúng ta thấy, TFPcs có giá trị tấp hơn so với TFPi và TFPm, TFPi và TFPm có giá trị không khác nhau nhiều. Tuy nhiên mức độ tập trung số liệu thì TFPcs cao hơn so với TFPi và TFPm. Với hai chuỗi TFPi và TFPm có sự phân hóa rõ thành hai nhóm: nhóm cao và nhóm thấp, còn TFPcs không thể hiện rõ các nhóm này. Để hiểu rõ hơn hiện tượng này, chúng tôi tiếp tục phân tách trong phần thực trạng TFP của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống ở dưới đây.

3.1.3. Thực trạng TFP ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012.

Trong phần này chúng tôi trình bày một số đặc trưng của TFP đã được tính toán theo các phương pháp khác nhau đã trình bày ở phần 2.1.1 và 2.1.2. Chúng tôi thực hiện so sánh TFP trên toàn mẫu, trên mẫu các doanh nghiệp nội địa, trên mẫu các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài, trên mẫu doanh nghiệp có quy mô nhỏ, các doanh nghiệp có quy mô vừa, trên mẫu doanh nghiệp có quy mô lớn và tính TFP theo các tỉnh để so sánh. Thực hiện tính toán chúng tôi thu được kết quả ở các bảng dưới đây.

Bảng 3.10: Tóm tắt các thống kê cơ bản của TFP theo các loại hình doanh nghiệp

Mẫu toàn bộ doanh nghiệp (cơ cấu 100%)					
Variable	**Obs**	**Mean**	**Std. Dev.**	**Min**	**Max**
TFPm	6084	82.40736	153.5469	.0289926	2717.963
TFPi	6084	74.59	136.0384	.0265781	2423.838
TFPcs	5616	8.538827	15.09357	.0008531	769.4097
Mẫu các doanh nghiệp nhỏ (cơ cấu 50.76%)					
TFPm	3088	25.11882	42.33735	.0446006	1536.061
TFPi	3088	24.73999	41.08901	.0443308	1471.49
TFPcs	2835	7.301744	17.538	.0087957	769.4097

Mẫu các doanh nghiệp vừa (cơ cấu 23.96%)					
TFPm	1458	75.42793	94.09748	.0289926	903.9598
TFPi	1458	70.13049	88.26785	.0265781	856.3485
TFPcs	1359	8.968706	11.151	.0008531	114.9333
Mẫu các doanh nghiệp lớn (cơ cấu 25,28%)					
TFPm	1538	204.0478	244.6834	3.178267	2717.963
TFPi	1538	178.9065	215.7916	2.68832	2423.838
TFPcs	1422	10.59433	12.66807	.137456	125.0648
Mẫu các doanh nghiệp xuất khẩu (cơ cấu 6.76%)					
TFPm	411	224.7322	249.578	10.67299	1992.773
TFPi	411	200.7236	218.1258	10.72684	1688.756
TFPcs	411	22.12527	17.78646	1.691377	114.9333
Mẫu các doanh nghiệp nội địa (cơ cấu 93.24%)					
TFPm	5673	72.09614	138.5942	.0289926	2717.963
TFPi	5673	65.45182	123.1741	.0265781	2423.838
TFPcs	5205	7.466006	14.3232	.0008531	769.4097
Mẫu các doanh nghiệp có không có vốn đầu tư nước ngoài (cơ cấu 88.73%)					
TFPm	5398	57.16058	103.8346	.0289926	1992.773
TFPi	5398	51.74033	89.65491	.0265781	1688.756
TFPcs	4983	7.263995	8.606492	.0008531	148.2173
Mẫu các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài (cơ cấu 11.27%)					
TFPm	686	281.0693	282.6196	2.341276	2717.963
TFPi	686	254.3896	254.014	2.239313	2423.838
TFPcs	633	18.57435	36.42036	.2872811	769.4097

Nguồn: Tác giả tự tính toán dựa trên số liệu TFP đã ước lượng ở các phần trên

Chúng ta có nhận xét, doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và nước uống Việt Nam chủ yếu là doanh nghiệp vừa và nhỏ. Năng suất được tăng theo cấp độ quy mô của doanh nghiệp. Nhìn chung, các số liệu tập tương đối tập trung, tuy nhiên còn có một số doanh nghiệp có TFP đột biến cao. Điều này có thể

do nguồn thông tin của chúng ta chưa thực sự chính xác, cũng có thể là có một số doanh nghiệp phát triển vượt trội. Với những quan sát này sẽ làm nhiễu những giá trị ước lượng trong mô hình của chúng ta. Và chúng tôi quyết định thay đổi nó bằng giá trị hợp với xu thế hơn.Cách chúng tôi thay thế bằng trung bình của hai năm kế tiếp của doanh nghiệp đó.

Bảng 3.10 cho chúng ta thấy, năng suất TFP ở các doanh nghiệp nội địa thấp hơn hẳn so năng suất TFP ở các doanh nghiệp có tham gia xuất khẩu và cũng thấp hơn năng suất TFP của mẫu toàn doanh nghiệp.Điều này cho chúng ta một đặc điểm, hội nhập đẩy mạnh tăng trưởng năng suất TFP rất mạnh.

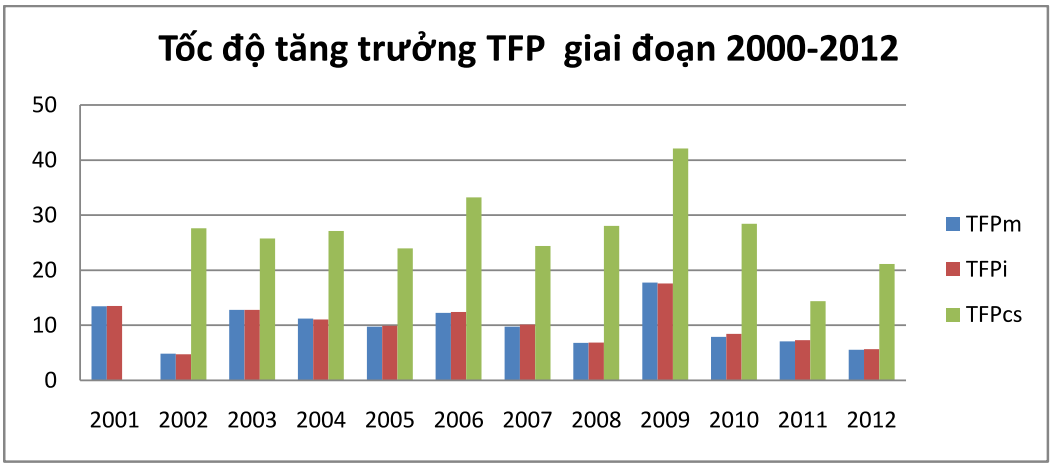
Nhìn vào thống kê này giúp chúng ta thấy được hai phương pháp ước lượng bán tham số có kết quả tương đối khác biệt, trong phần lớn giá trị thu được, phương pháp OP lấy đầu tư làm biến điều khiển cho ước lượng chuỗi TFPi có kết quả cao hơn so với phương pháp LP lấy giá trị trung gian cho ước lượng lượng chuỗi TFPm. Còn phương pháp đa chỉ số cho chuỗi TFPcs cho giá trị thấp hơn hẳn TFP được ước lượng theo hai phương pháp bán tham số. Sự khác nhau này đưa đến chúng ta một câu hỏi “nên sử dụng phương pháp nào, phương pháp nào chính xác hơn, hiệu quả hơn”.Chúng ta biết rằng, phương pháp bán tham số đã khắc phục được tính đồng thời trong các hồi quy của phương pháp đa chỉ số.Nó có nghĩa là, nếu khắc phục tính đồng thời không tốt thì phương pháp bán tham số sẽ cho các kết quả đáng tin cậy hơn. Tuy nhiên ở một khía cạnh khác, phương pháp đa chỉ số lại không phụ thuộc vào dạng hàm của hàm sản xuất, nếu khắc phục tính đồng thời tốt thì chúng ta có thể tin tưởng vào kết quả ước lượng từ phương pháp này. Nói như vậy, nhưng vấn đề khắc phục tính đồng thời không phải lúc nào cũng có thể khắc phục dễ dàng.

Để phân tích tốc độ tăng trưởng TFP qua các năm, chúng tôi tính TFP theo từng năm bằng trung bình cộng TFP của các doanh nghiệp trong năm đó. Thực hiện tính toán chúng tôi thu được kết quả trong bảng sau:

Bảng 3.11: Bảng tăng trưởng TFP hàng năm

Năm	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
TFPm	13.47	4.86	12.82	11.24	9.74	12.27	9.72	6.81	17.75	7.91	7.06	5.56
TFPi	13.51	4.76	12.82	11.08	9.90	12.42	10.15	6.88	17.61	8.42	7.28	5.64
TFPcs		27.59	25.78	27.15	23.97	33.24	24.43	28.05	42.10	28.44	14.36	21.16

Nguồn: Số liệu tác giả tự tính toán



Hình 3.17: Tốc độ tăng trưởng TFP hàng năm giai đoạn 2000-2012

Nhìn vào kết quả thu được chúng ta thấy rằng, tốc độ tăng trưởng TFP hàng năm đều dương và tương đối cao. Tốc độ tăng trưởng của TFP tính theo phương pháp bán tham số của Olley-Pasker và phương pháp bán tham số của Levshon-Petrin có chênh lệch nhau không nhiều. Theo phương pháp bán tham số thì tốc độ tăng trưởng hàng năm dao động trong khoảng 5% đến 17,6%. Trong khi đó tốc độ tăng trưởng hàng năm của TFP tính theo phương pháp đa chỉ số thì cao hơn hẳn, thấp nhất là năm 2011 ở mức 14,36% còn lại các năm đều trên 21%. Điều này cho thấy có sự khác biệt trong hai phương pháp tính TFP đã thực hiện. Sự phát triển ổn định của TFP ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam có nhiều biến động có thể giải thích như sau: Thứ nhất, ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống có nhiều doanh nghiệp vừa và nhỏ và một đặc điểm của doanh nghiệp vừa và nhỏ là dễ kiểm soát, dễ quản lí và thích nghi nhanh với sự thay đổi của môi trường kinh doanh. Thứ hai, ngành công nghiệp chế

biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam chủ yếu là sản xuất phục vụ nội địa (doanh nghiệp nội địa chiếm 93,24%), những mặt hàng của ngành chủ yếu là những sản phẩm thiết yếu với nguồn nguyên liệu sẵn có của địa phương hoặc những nguyên liệu rẻ tiền, ít chịu sự biến động của thị trường. Có thể nói, ngành công nghiệp chế biến thực phẩm của chúng ta hiện nay vẫn là một ngành chưa được đầu tư phát triển tương xứng với vai trò và tiềm năng của nó. Bên cạnh những doanh nghiệp trong nước, ngành cũng đã có những doanh nghiệp lớn, doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài tham gia vào quá trình phát triển nền kinh tế.Chính những doanh nghiệp này đã tạo động lực, là một sự cạnh tranh cần thiết để thực hiện những cú hích đưa ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống của chúng ta phát triển hơn.Thực tế đã chứng minh, các doanh nghiệp tham gia vào quá trình hội nhập đều có TFP cao hơn hẳn với các doanh nghiệp nội địa.

3.2. Thực nghiệm mô hình hội tụ sigma

Chúng tôi tiến hành thực nghiệm theo mô hình (2.9).

3.1.2. Số liệu thực nghiệm

Chọn các vùng là các tỉnh hoặc thành phố tương đương, chúng tôi tính TFP cấp tỉnh chính là trung bình cộng của TFP các doanh nghiệp trong một năm. Từ các bộ số liệu tính toán cho TFP theo các phương pháp, chúng tôi tiếp tục tính toán cho TFP cấp tỉnh. Trong đó, chúng tôi đã loại đi một số tỉnh, thành phố không có doanh nghiệp nào trong khoảng thời gian nghiên cứu. Số tỉnh còn lại là 50, số năm quan sát của số liệu là 13 năm. Như vậy bộ số liệu sẽ có 50*13=650 quan sát. Các chuỗi số liệu mới có đặc điểm thống kê như sau:

Bảng 3.12: Thống kê cơ bản các chuỗi TFP cấp tỉnh

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
TFPm_tinh	650	105.3817	121.6751	3.817449	971.0629
TFPi_tinh	650	93.93216	104.7425	3.735881	809.4308
TFPcs_tinh	650	8.615273	9.872727	0.203425	103.6955

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Trong đó: TFPm_tinh, TFPi_tinh, TFPcs_tinh lần lượt năng suất các yếu tố tổng hợp cấp tỉnh theo phương pháp ước lượng Levinshon-Petrin; phương pháp ước lượng Olley-Pakes và phương pháp đa chỉ số.

3.1.3. Kết quả thực nghiệm

Để kiểm tra mô hình σ-hội tụ có xảy ra sự hội tụ với các chuỗi số liệu TFP cấp tỉnh theo các phương pháp đã nêu hay không, chúng tôi thực hiện ước lượng mô hình (2.9) sau đó tiến hành kiểm định phần dư của mô hình có phân phối chuẩn hay không. Nếu phần dư có phân phối chuẩn thì chúng ta nói có sự hội tụ theo mô hình σ-hội tụ, ngược lại là không tồn tại sự hội tụ theo mô hình σ-hội tụ. Kết quả kiểm định như bản sau:

Bảng 3.13: Kết quả kiểm định phần dư có phân phối chuẩn

Mô hình hội tụ sigma			
Kết luận	tfpm (z p-value)	tfpi (z p-value)	tfpcs (z p-value)
Năm 2000	7.021 0.00000	7.315 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2001	7.021 0.00000	7.315 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2002	7.021 0.00000	7.315 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2003	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2004	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2005	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2006	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2007	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2008	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2009	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2010	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2011	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Năm 2012	7.021 0.00000	10.748 0.00000	2.669 0.00381
Chung	Không hội tụ	Không hội tụ	Không hội tụ

Nguồn: Số liệu tác giả tự tính toán

Như vậy, ở cả 3 mô hình tương ứng với 3 phương pháp tính TFP khác nhau đều không xảy ra hội tụ sigma. Điều này nói lên rằng, ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống không hội tụ theo vùng là các tỉnh. Điều này có thể giải thích được bởi sự khác biệt về điều kiện khí hậu địa lý, sự khác biệt về tài nguyên thiên nhiên, sự thuận tiện trong giao thông vận tải, điều kiện sinh hoạt và môi trường tiêu thụ của các vùng là khác nhau. Do đó, khi xem xét sự hội tụ, chúng ta cần một số biến giải thích cho quá trình này. Trong phần tiếp theo, chúng tôi xem xét sự tồn tại của hội tụ beta không điều kiện hay còn gọi là hội tụ tuyệt đối. Liệu nó có xảy ra khi hội tụ sigma không xảy ra hay không?

3.2. Thực nghiệm mô hình hội tụ tuyệt đối theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo

3.2.1. Số liệu thực nghiệm

Từ các chuỗi số liệu ước lượng bằng các phương pháp khác nhau, chúng tôi tính toán các biến số của mô hình (2.11). Để thấy được quá trình hội nhập ảnh hưởng đến quá trình hội tụ như thế nào thì chúng tôi đã tiến hành phân mẫu nghiên cứu thành: toàn mẫu: Bao gồm tất cả các doanh nghiệp nghiên cứu; mẫu nội địa: bao gồm các doanh nghiệp không tham gia xuất khẩu. Kết quả tính toán được tóm tắt ở bảng dưới đây:

Bảng 3.14: Tóm tắt các biến mô hình hội tụ theo cách tiếp cận số liệu chéo

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnTFPi2012	468	4.265023	.9840916	1.767899	7.946699
lnTFPm2012	468	4.994684	1.156008	2.22504	9.159879
lnTFPcs2012	468	.2829025	1.047547	-5.680681	2.352754
lnTFPi2000	468	2.862351	1.068875	-.3976324	6.433282
lnTFPm2000	468	3.506251	1.223158	.2566279	7.467757
lnTFPcs2001	468	.3765472	.7814565	-3.026174	2.993849
Δ lnTFPi	468	.1146433	.1050928	-.2070593	.5090653
Δ lnTFPm	468	.1213894	.1196629	-.2421101	.5463113
Δ lnTFPcs	468	-.0080364	.0983964	-.5210996	.2631356

Nguồn: Tác giả tính toán dựa trên bộ số liệu TFP đã ước lượng

Bảng trên cho ta thấy, mặc dù TFP tính theo các phương pháp khác nhau có đọ tập trung không cao, nhưng sau khi lấy logarit thì các chuỗi mới sinh ra có độ tập trung khá cao.

3.2.2. Kết quả thực nghiệm

Kết quả thực nghiệm của mô hình β-hội tụ không điều kiện (2.11) thực hiện với 3 chuỗi TFP được ước lượng theo phương pháp Olley-Pakes, phương pháp Levinshon-Petrin và phương pháp đa chỉ số được trình bày như bảng dưới đây.

Bảng 3.15: Hội tụ không điều kiện theo dữ liệu chéo

	Mô hình với TFPi	**Mô hình với TFPm**	**Mô hình với TFPcs**
Hệ số	**Toàn mẫu**		
$\ln TFP_{2000}$	-0,0146*[2] (0,0025)	-0,0137* (0,0025)	-0,0306* (0,0043)
-cons	0,1248* (0,0081)	0,1221* (0,0080)	0,2187* (0,0031)
R-Squared	25,14	0,2415	0,2267
Thống kê F	F(1, 466)=113,45 Prob>F =0,0000	F(1, 466)=122,34 Prob>F =0,0000	F(1, 466)=137,89 Prob>F =0,0000
Tốc độ hội tụ	1,60%	1,50%	3,74%
Nửa đời	46,07 năm	46,29 năm	18,52 năm
Số quan sát	468	468	468
Chu kỳ T	13 năm	13 năm	12 năm
Mẫu chỉ có doanh nghiệp nội địa			
$\ln TFP_{2000}$	-0,0753* (0,0038)	-0,0743* (0,0038)	-0,0766* (0,0052)
-cons	0,2926* (0,0127)	0,2941* (0,0129)	0,2204* (0,0039)
R-Squared	56,31	0,5648	43,81
Thống kê F	F(1, 332)=430,10 Prob>F =0,0000	F(1, 332)=430,92 Prob>F =0,0000	F(1, 332)=260,62 Prob>F =0,0000
Tốc độ hội tụ	17,62%	21,11%	34,35%
Nửa đời	3,9 năm	3,2 năm	2 năm
Số quan sát	334	334	334

Nguồn: Số liệu tác giả tự tính toán

[2] Các hệ số có ý nghĩa thống kê ở mức 0,01, 0,05, 0,10 được kí hiệu tương ứng bởi *, **, ***

Các mô hình đều có các hệ số được ước lượng có ý nghĩa thống kê cao.

Nhìn vào bảng kết quả chúng ta thấy rằng, có sự khác biệt lớn về tốc độ hội tụ không điều kiện khi chúng ta thực hiện theo các chuỗi TFP. Với chuỗi TFP được tính theo phương pháp bán tham số, không có nhiều sự thay đổi về tốc độ hội tụ khi tính theo các cách khác nhau, chứng tỏ các phương pháp tính này không ảnh hưởng lớn đến kết quả hội tụ của mô hình. Ở mô hình cho toàn mẫu, chúng ta thu được tốc độ hội tụ xấp xỉ 1,5% và nửa đời của quá trình hội tụ kéo dài khoảng 46 năm. Trong khi đó, với phương pháp tính TFP theo đa chỉ số, kết quả cho tốc độ hội tụ lớn hơn nhiều, khoảng 3,74% và nửa đời rút ngắn lại còn khoảng 18,52 năm. Tuy nhiên, các phương pháp tính đều cho ta kết quả hội tụ tuyệt đối.

So sánh kết quả của các mô hình ở mẫu nội địa và mẫu toàn bộ thì thấy rằng với mẫu nội địa, độ chênh lệch TFP của các doanh nghiệp không lớn.Sự bắt kịp có thể diễn ra một cách nhanh chóng gần như tức thời.Điều này cũng phản ánh một thực trạng là các doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống hầu hết là doanh nghiệp vừa và nhỏ. Các doanh nghiệp nội địa chưa đầu tư vào công nghệ, chưa chú ý đến năng suất chất lượng sản phẩm nên những doanh nghiệp mới thành lập, hoặc các doanh nghiệp xuất hiện sau có thời gian bắt kịp các doanh nghiệp đã phát triển trước đó rất nhanh. Điều này cũng còn một nguyên nhân là có thể do kinh nghiệm quản lí, sự thu hút tài chính đối với các lao động có tay nghề cao ở những doanh nghiệp đã xuất hiện từ trước về làm việc cho những doanh nghiệp mới thành lập, chưa phát triển.

Dù vậy, trong mô hình này, chúng ta đã bỏ qua tác động của các nhân tố kinh tế khác lên quá trình hội tụ, các giả thiết về tính độc lập của vùng được giả định và những đặc tính của doanh nghiệp đã được bỏ qua khi xem xét mô hình không điều kiện với số liệu chéo nên kết quả có thể còn chưa phản ánh đúng mức. Để xem xét vấn đề này, chúng tôi tiến hành nghiên cứu tiếp mô hình hội tụ có điều kiện cho dữ liệu chéo sẽ được trình bày trong những phần sau.

3.3. Mô hình hội tụ không điều kiện theo hướng tiếp cận dữ liệu bảng

3.3.1. Số liệu thực nghiệm

Chúng tôi sử dụng các chuỗi TFP đã ước lượng phía trước, thực hiện tính toán các biến của mô hình (2.19). Kết quả được tóm tắt trong bảng sau:

Bảng 3.16: Tóm tắt thống kê các chuỗi lnTFP

Toàn mẫu					
Variable	**Obs**	**Mean**	**Std. Dev.**	**Min**	**Max**
lnTFPm	6084	3.602998	1.190969	-3.540715	7.907638
lnTFPi	6084	3.542148	1.159589	-3.627668	7.793108
lnTFPcs	6084	1.555722	1.100119	-7.066674	6.645624

Nguồn: Số liệu tác giả tính toán dựa vào các chuỗi TFP đã ước lượng

Bộ số liệu có 468 doanh nghiệp có mặt đầy đủ cả 13 năm. Do đó mẫu thực nghiệm của chúng ta có 468*13=6084 quan sát. Sau khi ước lượng TFP theo các phương pháp khác nhau, chúng tôi thực hiện lấy logarit của từng chuỗi để tạo ra biến số cho mô hình (2.19). Kết quả cho thấy, số liệu sau khi lấy logarit thu được các chuỗi số mới tương đối tập trung. Đây là nguồn số liệu để thực hiện ước lượng về hội tụ tuyệt đối theo phương pháp tiếp cận của số liệu mảng.

3.3.2. Kết quả thực nghiệm

Thực hiện ước lượng mô hình (2.19) với các chuỗi TFP được ước lượng bằng phương pháp bán tham số OP, phương pháp bán tham số LP và phương pháp đa chỉ số chúng ta thu được kết quả ở bảng sau: [37].

Bảng 3.17: Kết quả hội tụ không điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu bảng

	Mô hình với TFPi			**Mô hình với TFPm**			**Mô hình với TFPcs**		
Phương pháp	**OLS**	**FE**	**HAC(FE)**	**OLS**	**FE**	**HAC(FE)**	**OLS**	**FE**	**HAC(FE)**
Biến	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số
$lnTFP_{t,i}$	-,0879* (0,0055)	-,4243* (0,0112)	-0,5223* (0,0130)	-,0831* (0,0055)	-,4281* (0,0112)	-0,523* (0,0126)	-,1292* (0,0067)	-,1886* (0,0081)	-0,3460* (0,0107)
R-sq	0,0415	0,2187	0,2671	0,0393	0,2202	0,2676	0,0666	10,29	0,1916
Sigma_u		0,4474	0,5427		0,4636	0,5626		0,1412	0,2279
Sigma_e		0,4487	0,4533		0,4537	0,4516		0,5228	0,5286
Rho		0,4986	0,589		0,5107	0,608		0,0682	0,1567
Kiểm định Hausman	Chi2(1)= 1204,96 Prob>chi2 = 0.0000			chi2(1) =1239,57 Prob>chi2 = 0.0000			chi2(1) =169,66 Prob>chi2 = 0.0000		
Tốc độ bắt kịp(%)	0,70	4,25	5,68	0,67	4,29	5,69	1,06	1,61	3,26
Nửa đời (năm)	97,94	16,32	12,20	103,86	16,12	12,17	65,13	43,12	21,22

Nguồn: tác giả tính toán dựa trên bộ số liệu GSO

Dựa vào kiểm định Hausman chúng ta thấy ở cả hai mô hình đều chỉ định phương pháp tác động cố định (FE) để phân tích mô hình này. Kết quả thu được hệ số beta âm (-0,5223 cho mô hình với TFP ước lượng theo OP, -0,523 cho mô hình ước lượng theo LP và -0,346 cho mô hình TFP tính theo đa chỉ số) và có ý nghĩa thống kê cao. Như vậy đã xảy ra quá trình hội tụ tuyệt đối. Cả ba mô hình lần lượt cho chúng ta tốc độ bắt kịp là 5,68%, 5,69% và 3,26%. Nửa đời tương ứng là 12,2 năm, 12,17 năm và 21,22 năm.

So sánh với tốc độ hội tụ xảy ra với cách tiếp cận phương pháp số liệu chéo thì tốc độ hội tụ theo phương pháp tiếp cận số liệu mảng cao hơn. Điều này cũng phản ánh một điều, sử dụng phương pháp số liệu mảng đã khắc phục được một số lỗi chưa tối ưu của phương pháp tiếp cận số liệu chéo còn tồn tại.Phương pháp tiếp cận số liệu chéo mặc dù được rút ra trực tiếp từ mô hình tân cổ điển, tuy nhiên, nó chỉ thực sự phù hợp khi các hàm sản xuất của chúng ta có dạng tuyến tính.Thực tế thì các hàm sản xuất của chúng ta thường là dạng phi tuyến.Điều này cho thấy, phương pháp tiếp cận số liệu mảng đã có những khắc phục nhất định về yếu tố nội sinh trong mô hình này.Điều này hoàn toàn phù hợp với các nhận định của Bernard và Durlauf (1996) [13], Romer (1986)[69] và Fagerberg và Verspagen (1996) [28].

So với các ngành khác, đây là ngành có tốc độ hội tụ diễn ra khá chậm[3]. Như vậy chúng ta thấy có một sự khác biệt lớn về tốc độ hội tụ và thời gian bắt kịp khi sử dụng hai chuỗi TFP theo hai cách tính theo phương pháp bán tham số OL và LP và theo phương pháp đa chỉ số. So với các ngành khác thì chế biến thực phẩm và đồ uống là ngành không yêu cầu nguồn vốn cao, chất lượng lao động còn thấp vì nguồn lao động phổ thông là chủ yếu, nguyên liệu sẵn có của địa phương và sử dụng công cụ khai thác thô sơ, lạc hậu. Còn ít các doanh nghiệp đầu tư để đào tạo chất lượng công nhân, đầu tư vào công nghệ khai thác và chế biến. Do đó, cách quản lí và phân công công việc trong các doanh nghiệp còn nhiều khó khăn, chưa khai thác hết tiềm năng sẵn có của ngành. Điều đó khiến tốc độ phát triển của các doanh nghiệp trong ngành chưa cao và so với các ngành khác còn thấp hơn. Tiếp theo, chúng tôi phân tích mô hình beta (β) - hội tụ của TFP dưới sự tác động của các biến lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI.

3.4. Hội tụ có điều kiện với tác động của biến lan tỏa công nghệ

Đầu tiên chúng tôi cấu trúc biếnlan tỏa công nghệ, sau đó nghiên cứu tác động của lan tỏa công nghệ lên quá trình hội tụ năng suất cũng như vai trò của các doanh nghiệp nhà nước trong vấn đề hội tụ. Các nghiên cứu phục vụ trả lời các câu hỏi: *Nhân tố lan tỏa công nghệ có ảnh hưởng đến quá trình hội tụ cấp ngành không? Các doanh nghiệp nhà nước có thúc đẩy dự hội tụ của ngành kinh tế này không?*

Thực hiện tính toán trên bộ số liệu doanh nghiệp giai đoạn 2000-2012 cho chúng ta kết quả được tóm tắt như bảng dưới đây.

Bảng 3.18: Tóm tắt thống kê các biến trong nhóm công nghệ cao

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
LHpm	6084	.0014661	.0074742	-6.63e-06	.1324454
LHpi	6084	.0014328	.0074412	-6.63e-06	.1324454
LHpcs	6084	.0005872	.0051413	-6.63e-06	.1324454

Nguồn: Tác giả tính toán dựa trên bộ số liệu doanh nghiệp GSO

Trong đó, LHpm, LHpi, LHpcs lần lượt là biến lan tỏa công nghệ tương ứng với chuỗi TFP tính theo phương pháp bán tham số LP, phương pháp bán tham số

[3] Tác giả tính toán dựa trên mẫu số liệu điều tra doanh nghiệp cho các ngành dệt may: 7,4%-9%, ngành công nghiệp chế tác khoảng 4,2%-6,3%

OP và phương pháp đa chỉ số.Trong phần tiếp theo chúng tôi xin trình bày phần kết quả nghiên cứu của mô hình (2.14).

3.4.1. Kết quả thực nghiệm mô hình hội tụ với sự tác động của biến lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo

Ước lượng mô hình (2.14) với các chuỗi TFP và các biến lan tỏa công nghệ đã tính toán ở trên ta thu được kết quả như sau:

Bảng 3.19: Kết quả hội tụ dưới tác động của biến lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo

Mô hình	TFP ước lượng từ phương pháp Olley-Pakes (đầu tư làm biến điều khiển)
Phương trình (1)	Denta_pi= 0,1360* - 0.0219*lnTFPi$_0$ -4,7642***LHpi$_0$ (0,0087) (0,0049) (2,2012) +4,6536***LHpi$_5$+ 3, 8776***LHpm$_6$ – 2,4585***LHpm$_9$ (2,1324) (1,8453) (1,3728) R^2=0,1228 Tốc độ hội tụ: 2,54% Nửa đời: 27,24 năm
	TFP ước lượng từ phương pháp Levinshon-Petrin (đầu vào trung gian làm biến điều khiển)
Phương trình (2)	Denta_pm= 0.1340* - 0.0216*lnTFPm$_0$ -2,1368***LHpm$_0$ (0,0087) (0,0028) (1,1012) + 4,1699***LHpm$_6$+4,7096***LHpm$_8$-3,2561***LHpm$_9$ (2,1224) (2,1453) (1,6728) R^2=0,1216 Tốc độ hội tụ: 2,50% Nửa đời: 27,68 năm
	TFP ước lượng từ phương pháp Đa chỉ số
Phương trình (3)	Denta_pcs= 0.2169* - 0.0428*lnTFPtfpcs$_1$ -8,6254**LHpcs$_3$ (0,0030) (0,0044) (4,0538) + 3,5191**Lhtfpcs$_4$+6,1846** Lhtfpcs$_5$ + 4,7523***Lhtfpcs$_8$ (1,8907) (2,9134) (2,7133) R^2=0,2764 Tốc độ hội tụ: 6,06% Nửa đời:11,44 năm

Nguồn: Tác giả ước lượng từ bộ số liệu GSO

Kết quả ước lượng cả ba mô hình hội tụ có điều kiện: Mô hình (1), mô hình (2) và mô hình (3) cho thấy tồn tại sự hội tụ TFP giữa các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống ở Việt Nam giai đoạn 2000-2012. Giá trị ước lượng các hệ số đều có ý nghĩa thống kê.

Từ kết quả ước lượng được cho ta nhận xét sau: Hệ số của biến lan tỏa công nghệ năm 2000, 2009 ở mô hình (1) đồng thời hệ số của biến này năm 2000, 2009 ở

mô hình (2), 2003 ở mô hình (3) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Điều này có thể giải thích là trong những năm đó có sự di chuyển của công nhân có trình độ tay nghề cao từ các doanh nghiệp có năng suất thấp được đào tạo sang các doanh nghiệp có năng suất cao và sự bắt chước công nghệ của các doanh nghiệp có năng suất thấp chưa thành công. Tuy nhiên hệ số của biến lan tỏa công nghệ năm 2005, 2006 ở mô hình (1), hệ số của biến này năm 2006 và năm 2008 ở mô hình (2) và hệ số của biến này năm 2004, 2005 và 2008 ở mô hình (3) mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Thêm vào đó tổng ảnh hưởng của biến này trong toàn thời kỳ ở cả 3 mô hình là dương. So sánh kết quả ở bảng 3.15 (hội tụ không điều kiện) và bảng 3.19 (hội tụ có tác động của biến công nghệ cao) cho ta những bằng chứng mạnh mẽ về tác động của lan tỏa công nghệ đến hội tụ năng suất giữa các doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Nhìn vào hệ số bêta của các mô hình hội tụ có điều kiện với sự tác động của biến lan tỏa công nghệtương ứng là -0.0219; -0.0216 và -0,0428. Trong khi đó hệ số bêta của các mô hình hội tụ không điều kiện ở mô hình tương ứng chỉ là -0,0146; -0,0137 và -0,0306 tương ứng thì chúng ta có thể khẳng định nhận định này.

Trong phần tiếp theo chúng tôi trình bày về mô hình hội tụ với sự tham gia của biến lan tỏa công nghệ bằng phương pháp tiếp cận dữ liệu mảng.

3.4.2. Kết quả thực nghiệm mô hình hội tụ có tác động của lan tỏa công nghệ theo phương pháp tiếp cận dữ liệu bảng

Ước lượng mô hình (2.22) cho 3 chuỗi TFP được ước lượng bởi phương pháp bán tham số của OP, phương pháp bán tham số của LP và phương pháp đa chỉ số ta thu được kết quả như bảng sau:

Kết quả thực nghiệm với mô hình hội tụ có điều kiện với sự tham gia của biến lan tỏa công nghệ có hệ số dương và ý nghĩa thống kê cao cho các mô hình. Điều này chứng tỏ sự có mặt của các doanh nghiệp công nghệ cao có ảnh hưởng mạnh mẽ đến quá trình hội tụ TFP của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống.

Bảng 3.20: Kết quả hội tụ có tác động của lan tỏa công nghệ theo phương pháptiếp cận dữ liệu mảng

	Mô hình với TFPi			Mô hình với TFPm			Mô hình với TFPcs		
	RE	**FE**	**HAC(FE)**	**GGM**	**FE**	**HAC(FE)**	**RE**	**FE**	**HAC(FE)**
Biến	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số
$lnTFP_{it}$	-0,111* (0,061)	-0,429* (0,0112)	-0,543* (0,0125)	-0, 106* (0,060)	-04341* (0,0112)	-0,554* (0,0125)	-0,137* (0,0067)	-0,1917* (0,0081)	-0,351* (0,0108)
LHp_{it}	8,1864* (0,9415)	18,198* (2,975)	23,478* (3,322)	8,1373* (0,9429)	18,878* (2,9879)	23,478* (3,322)	5,497* (1,075)	9,4112* (2,4868)	11,771* (2,854)
-cons	0,4623 (0,0220)	1,562* (0,0395)	1,692* (0,0427)	0,4491* (0,0218)	1,6014* (0,0403)	1,692* (0,0427)	0,417* (0,012)	0,4930* (0,0139)	0,5338* (0,0164)
R-sq	0,2206	0,2237	0,2695	0,2231	0,2265	0,2695	0,1094	0,1095	0,2015
Kiểm định	Wald chi2(2)=332,61 Prob>chi2=0,0000		F test that all u_i=0: F(467,4678) = 3,02 Prob > F = 0.0000	Wald chi2(2)=307,51 Prob>chi2=0,0000		F test that all u_i=0: F(467,4678) = 3,02 Prob > F = 0.0000	chi2(2)=413,0 Prob>chi2=0,0000		F test that all u_i=0: F(467,4210) =0,94 Prob > F = 0.0000
Sigma_u	0	0,4029	0	0	0,4208	0	0	0,1378	0,1882
Sigma_e	0,4534	0,4534	0,4100	0,4519	0,4519	0,4100	0,5182	0,5182	0,2222
Rho	0	0,4411	0	0	0,4644	0	0	0,0661	0,5285
Kiểm định hausman	chi2(2)= 1178,41 Prob>chi2 = 0.0000			chi2(2) = 1218,24 Prob>chi2 = 0.0000			chi2(2) = 162,73 Prob>chi2 = 0.0000		
Tốc độ hội tụ (%)	0,91	4,31	6,02	0,86	4,37	6,21	1,13	1,68	3,32
Nửa đời (năm)	76,58	16,12	11,50	80,41	15,83	11,16	61,15	41,07	20,84

Nguồn: Tác giả tự tính dựa vào bộ số liệu doanh nghiệp GSO

Điều này xảy ra trong toàn thời kỳ nghiên cứu với hàm ý là nhìn chung trong suốt quá trình nghiên cứu, sự học hỏi về công nghệ của các doanh nghiệp có năng suất thấp từ các doanh nghiệp có năng suất cao là có hiệu quả. Điều này có hai khả năng là: Thứ nhất, có sự di cư về lao động chất lượng cao từ những doanh nghiệp có năng suất cao sang những doanh nghiệp có năng suất thấp. Những doanh nghiệp có năng suất thấp tìm cách thu hút nhân lực chất lượng cao ở các doanh nghiệp hàng đầu về quản lí và tập huấn cho các công nhân của mình và điều này có hiệu quả trong kinh tế. Thứ hai, các doanh nghiệp có năng suất thấp cũng mạnh dạn đầu tư về công nghệ tiên tiến, hay ít nhất cũng cải thiện những công nghệ hiện tại mình có để đạt hiệu quả kinh tế tốt hơn.

Một câu hỏi đặt ra là vì sao tốc độ hội tụ khi có tác động của lan tỏa công nghệ lại diễn ra ở cấp doanh nghiệp nhanh như vậy? Về mặt lí thuyết có thể thấy lan tỏa tri thức công nghệ giữa các doanh nghiệp trong một quốc gia nhanh hơn nhiều so với lan tỏa công nghệ, tri thức giữa các quốc gia do "hiệu ứng đường biên". Việc lan tỏa công nghệ đằng sau việc hội tụ năng suất sẽ tạo ra cơ hội cho các doanh nghiệp đi sau có thể bắt kịp các doanh nghiệp hàng đầu. Giả sử không có sự lan tỏa công nghệ, những doanh nghiệp đi sau không thể bắt kịp các doanh nghiệp hàng đầu nếu không thực hiện đầu tư vào R&D hoặc mua công nghệ thông qua các bằng sáng chế.Những khoản chi phí này rất lớn đối với các doanh nghiệp mới gia nhập thị trường và những doanh nghiệp có quy mô vừa và nhỏ.

Tiếp theo chúng tôi xem xét vai trò của các doanh nghiệp trong nước trong quá trình hội nhập có nắm bắt được công nghệ mới để vận dụng vào quá trình sản xuất hiệu quả hay không?

3.4.3. Vai trò của các doanh nghiệp trong nước

Để xem xét tác động của lan tỏa công nghệ có thực sự có hiệu quả không theo nghĩa là các doanh nghiệp trong nước có nắm bắt được công nghệ mới và dần trở thành doanh nghiệp có năng suất cao không. Chúng tôi tiến hành kiểm chứng nhận định này. Phương pháp kiểm chứng là như sau: Tính số lượng doanh nghiệp trong tập J (tập hợp doanh nghiệp có năng suất gấp đôi năng suất trung bình của các

doanh nghiệp đang xem xét trong từng năm). Trong tập hợp các doanh nghiệp có năng suất gấp đôi năng suất trung bình được tách theo loại hình sở hữu[4]: (i) doanh nghiệp có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và (ii) doanh nghiệp nội địa. Sau đó tính tỷ lệ của số doanh nghiệp có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và tổng số doanh nghiệp có năng suất cao (doanh nghiệp thuộc tập J).Kết quả cho ở bảng dưới đây.[**66**]

Bảng 3.21: Các doanh nghiệp có công nghệ cao và các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài

Năm	N_j	N_{Fj}	Tỉ lệ	Năm	N_j	N_{Fj}	Tỉ lệ
2000	45	29	64,44	2007	42	21	50,00
2001	46	27	58,70	2008	47	22	46,81
2002	45	28	62,22	2009	46	23	50,00
2003	46	27	58,70	2010	41	17	41,46
2004	46	27	58,70	2011	39	18	46,15
2005	45	24	53,33	2012	47	22	46,81
2006	42	23	54,76				

Ghi chú: N_j: số doanh nghiệp có năng suất các yếu tố tổng hợp lớn hơn gấp 2 lần so với năng suất các yếu tố tổng hợp trung bình; N_{Fj}: số doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài FDI có mặt trong N_j; tỉ lệ =N_{Fj}/N_j; mã ngành của doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài FDI là 9 và 10.

Nguồn: tác giả lọc và tính toán dựa trên bộ số liệu về doanh nghiệp của GSO.

Nghiên cứu này cho thấy các doanh nghiệp trong nước ngày càng tiếp cận dần đến công nghệ hiện đại và ngày có vai trò quan trọng trong lan tỏa công nghệ. Bằng chứng là trong số các doanh nghiệp được xếp hạng là những doanh nghiệp có ảnh hưởng về công nghệ đối với các doanh nghiệp khác trong ngành, thì các doanh nghiệp có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đã giảm từ 64,44% năm 2000 xuống còn xuống 46,81% năm 2012, nghĩa là số các doanh nghiệp có công nghệ cao trong

[4] Theo tiêu chí loại hình doanh nghiệp(lhdn) doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài có mã số 9, 10; các doanh nghiệp nội địa có mã số từ 1 đến 8

nước có xu hướng tăng theo thời gian. Lí do đằng sau sự kiện này có lẽ là do ngành chế biến thực phẩm và đồ uống (i) không phải là ngành công nghệ cao; (ii) thời hạn đầu tư để tạo ra sản phẩm cuối cùng không quá dài. Vì vậy trong vòng 13 năm các doanh nghiệp trong nước của ngành này đã có tiến bộ đáng kể. Tuy nhiên, chúng ta cũng cần lưu ý rằng việc lan tỏa công nghệ diễn ra quá nhanh sẽ gây ra một vấn đề: Nếu lan tỏa công nghệ quá dễ dàng thì không có doanh nghiệp nào có động cơ thực hiện đầu tư R&D. Tuy nhiên, các kết quả của chúng tôi cho thấy việc lan tỏa công nghệ không diễn ra ngay mà phải mất một thời gian dài (theo kết quả ở Bảng 3.15 thì nửa đời xấp xỉ là 27 năm còn mô hình hội tụ có tác động của lan tỏa công nghệ ở Bảng 3.19cũng mất gần 20 năm). Do vậy, lợi thế về công nghệ của doanh nghiệp hàng đầu có thể kéo dài trong một khoảng thời gian, nó sẽ giúp doanh nghiệp có động cơ mang lại những công nghệ mới tiến bộ hơn.

3.5. Mô hình hội tụ có điều kiện với tác động của FDI

Mục tiêu nghiên cứu của phần này là xem xét sự ảnh hưởng của quá trình hội nhập có ảnh hưởng đến quá trình tăng trưởng năng suất các nhân tố tổng hợp hay không thông qua các kênh xuất khẩu, nhập khẩu, các kênh lan tỏa của FDI cũng như thị trường tài chính. Tuy nhiên, nghiên cứu này không những xem xét tác động của các tổ hợp đó lên tăng trưởng của TFP mà còn nghiên cứu sự tác động của FDI lên quá trình hội tụ của TFP. Bởi vì một câu hỏi quan trọng cho nghiên cứu và hoạch định chính sách được đặt ra là tổ hợp các tác động của hội nhập và thị trường tài chính có làm gia tăng tốc độ hội tụ không (nếu quá trình hội tụ xảy ra) và tổ hợp các tác động này thông qua kênh nào.

3.5.1. Số liệu thực nghiệm

Ngoài số liệu là các chuỗi TFP được ước lượng trong chương 2, chúng tôi thực hiện tính toán các biến truyền tải FDI và các biến đặc trưng cho thị trường tài chính cũng như đặc trưng của doanh nghiệp như đã giới thiệu ở phần 2.2.2. Từ bộ số liệu về điều tra các doanh nghiệp, từ các bảng I-O năm 2005, 2007 chúng tôi tính toán các biến đã nêu. Kết quả được tóm tắt ở bảng sau:

Bảng 3.22: Tóm tắt thống kê cơ bản của các biến truyền tải FDI và đặc trưng doanh nghiệp và đặc trưng của thị trường tài chính.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Kl	6084	224.6605	438.3976	.9516	11844.63
Lc	6084	20.96136	23.09016	.5	295.8956
back	6084	.0028844	.0047854	5.70e-06	.158777
sback	6084	.0054256	.0032936	.000023	.057549
for	6084	.0077428	.0054396	.000743	.066796
hor	6084	.0026781	.0019701	.000017	.021901
fs	6084	.0002733	.0014405	0	.0250064

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ bộ số liệu doanh nghiệp GSO

3.5.2. Ảnh hưởng của FDI lên tăng trưởng TFP

Để xem xét tác động của FDI lên tăng trưởng của TFP chúng tôi thực hiện ước lượng TFP với sự tham gia của các biến truyền tải FDI như những biến tự do (free). Sau đó so sánh với mô hình không có sự tham gia của các biến này. Để thấy được quá trình hội nhập ảnh hưởng đến tăng trưởng TFP như thế nào thì chúng tôi đã tiến hành phân mẫu nghiên cứu thành: toàn mẫu: Bao gồm tất cả các doanh nghiệp nghiên cứu; mẫu nội địa: Bao gồm các doanh nghiệp không tham gia xuất khẩu; mẫu xuất nhập khẩu: bao gồm các doanh nghiệp có tham gia xuất nhập khẩu ít nhất từ năm 2010. Kết quả thu được như bảng sau.[**67**].

Bảng 3.23: Kết quả ước lượng hàm sản xuất để tính TFP theo phương pháp bán tham số

	TFP ước lượng từ phương pháp Olley-Pakes (đầu tư làm biến điều khiển)				**TFP ước lượng từ phương pháp Levinshon-Petrin (đầu vào trung gian làm biến điều khiển)**			
	Mô hình 1		*Mô hình 2*		*Mô hình 3*		*Mô hình 4*	
	Toàn mẫu	*nội địa*	*nội địa*	*Toàn mẫu*	*Toàn mẫu*	*nội địa*	*nội địa*	*Toàn mẫu*
Biến	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số
Lnl	0,3754* (0,0251)	0,3832* (0,0246)	0,5185* (0,0247)	0,5152* (0,0243)	0,3336* (0,0236)	0,3421* (0,0200)	0,4950* (0,0264)	0,4919* (0,0207)
Lnk	0,2888* (0,0347)	0,3004* (0,0355)	0,2079* (0,0304)	0,1898* (0,0349)	0,3019* (0,0304)	0,3173* (0,0269)	0,2108* (0,0302)	0,1986* (0,0329)
Back			12,7507* (2,4984)	16,4735* (2,5440)			16,2983* (2,4270)	18,8343* (2,6369)
Sback			-8,4339* (6,0482)	-8,8039* (6,0261)			-36,1699* (5,4246)	-43,5878* (5,8808)
Forwd			-5,5190* (1,9766)	-,9600** (2,4083)			-9,6992* (2,0158)	-9,3064* (1,7747)
Hori			-12,7238 (9,8481)	-4,0926 (8,9224)			-10,1551 (9,4575)	-3,3733 (8,0500)
Lc			0,0189* (0,0018)	0,0145* (0,0017)			0,0190* (0,0019)	0,0148* (0,0019)
Kl			0,0009 (0,0006)	0,0001** (0,00007)			0,00001 (0,00005)	0,0001 (0,00005)
Vng			-0,0058 (0,0306)	-0,0075 (0,0249)			-0,0165 (0,0276)	-0,0198 (0,00255)
Tổng số quan sát	6084	5762	5762	6084	6084	5762	5762	6084
Số nhóm	468	468	468	468	468	468	468	468

Nguồn: tác giả tính toán dựa trên bộ số liệu GSO

Trong đó mô hình 1 là ước lượng với TFP không có tác động của các biến truyền tải FDI tính theo phương pháp của Olley-Pakes, mô hình 2 là ước lượng với

TFP có sự tác động của các biến truyền tài FDI theo Olley-Pakes. Mô hình 3 và mô hình 4 tương ứng với TFP theo phương pháp Levinshon-Petrin. Kết quả thu được, các hệ số của biến Lc: biến xấp xỉ cho chất lượng lao động đều dương và có ý nghĩa thống kê, biến Kl xấp xỉ cho biến trang bị trên lao động, có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình. Ở cả hai mô hình 2 và 4 các hệ số của Back có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê cao[5] có nghĩa là kênh lan tỏa ngược đi từ các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài đến nhà cung cấp tại địa phương có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này có ý nghĩa là các doanh nghiệp nước ngoài đã trợ giúp có hiệu quả cho các doanh nghiệp địa phương trong việc cung cấp đầu vào đủ chất lượng để thực hiện những lợi ích của họ. Các hệ số Sback, Forwad đều âm và có ý nghĩa thống kê cao, điều này có nghĩa là kênh lan tỏa ngược đi từ các nhà cung cấp địa phương đến các doanh nghiệp nước ngoài chưa có hiệu quả.Kết quả ở mô hình thể hiện là các doanh nghiệp địa phương cung cấp đầu vào cho các doanh nghiệp nước ngoài còn rất hạn chế. Hệ số Hori của cả hai mô hình đều không có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy rằng, mức độ tham gia của nước ngoài vào ngành chế biến thực phẩm và đồ uống chưa có tác động đáng kể lên sự tăng trưởng năng suất của các doanh nghiệp nội địa. Điều này còn được khẳng định khi chúng ta so sánh các hệ số của hai mô hình với hai mẫu khác nhau giữa mẫu gồm các doanh nghiệp nội địa và mẫu toàn bộ doanh nghiệp. Trong kết quả thu được không có sự khác biệt rõ rệt. Như vậy chúng ta thấy một vấn đề còn tồn tại là sự xuất hiện của các doanh nghiệp nước ngoài (doanh nghiệp sử dụng vốn FDI) mới chỉ có tác động tích cực đến sự tăng trưởng năng suất theo một chiều là họ cung cấp các nguyên liệu đầu vào cho các doanh nghiệp địa phương ở mức độ đủ để phục vụ lợi ích của họ. Chúng ta kỳ vọng nhiều hơn sự tương tác ngược lại là doanh nghiệp nước ngoài xuất hiện sẽ tạo ra một thì trường tốt, là cơ hội tốt để các doanh nghiệp địa phương cung ứng sản phẩm của mình là đầu vào cho các doanh nghiệp nước ngoài.Điều này chưa được các doanh nghiệp địa phương của chúng ta nắm bắt, tận dụng triệt để.Đây là điều đáng tiếc cũng là một bài học cho các doanh nghiệp địa phương.

[5] * ứng với mức ý nghĩa 1%, ** ứng với mức ý nghĩa 5%, *** ứng với mức ý nghĩa 10%

Tiếp theo chúng tôi xem xét tác động của các biến truyền tải FDI lên sự hội tụ của TFP cấp đội doanh nghiệp trong ngành thông qua hai mô hình β - hội tụ có điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo và mô hình β - hội tụ có điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu mảng.

3.5.3. Mô hình hội tụ có điều kiện theo hướng tiếp cận số liệu chéo

3.5.3.1. Kết quả thực nghiệm

Mô hình (2.17) sẽ được ước lượng với 3 chuỗi TFP đã được ước lượng ở chương 2 và các biến đã được giới thiệu ở phần 2.2.2.Kết quả được tóm tắt như bảng dưới đây.

Bảng 3.24: Kết quả hội tụ có điều kiện theo số liệu chéo

Mẫu hồi quy	**TFPi (đầu tư làm biến điều khiển)**
Toàn mẫu	Denta_TFPi = 0,1419* - 0,0364lnTFP$_i$*+ 0,0336Vng$_0$**+ 0,0001Kl$_1$**+ (0,0087) (0,0033) (0,0146) (0,00003) 0,0380Vng$_2$*+0,0010Lc$_4$**+ 0,0005Lc$_8$**+0,001Lc$_{12}$*-0,0331Vng$_{12}$* (0,0115) (0,0004) (0,0002) (0,0001) (0,0115) R^2=43,14; tốc độ bắt kịp: 4,81%; nửa đời: 14.4 năm
Mẫu nội địa	Denta_TFPi = 0,1958* - 0,0707lnTFP$_i$*+ 0,0012Lc$_1$*- 0,0017Lc$_2$*– (0,0158) (0,0045) (0,0006) (0,0008) 0,0043Vng$_3$***- 0,0012Lc$_5$***- 0,041Vng$_8$**+ 0,0020Lc$_{12}$* (0,0026) (0,0006) (0,0189) (0,0001) R^2=0,7790; tốc độ bắt kịp: 17,58%; nửa đời: 3,94 năm
	TFPm (đầu vào trung gian làm biến điều khiển)
Toàn mẫu	Denta_TFPm = 0,1389* - 0,0350lnTFP$_m$*+0,0339Vng$_0$**+0,039Vng$_2$* (0,0078) (0,0032) (0,0146) (0,0116) -0,0020Lc$_3$*+0,0018Lc$_4$**+0,0005Lc$_8$***+ 0,0010Lc$_{12}$*-0,0345Vng$_{12}$* (0,0006) (0,0005) (0,0002) (0,0001) (0,0117) R^2=0,4233; tốc độ bắt kịp: 4,56%; nửa đời: 15,19 năm
Mẫu nội địa	Denta_TFPm = 0,1966* - 0,0710lnTFP$_m$*+ 0,0013Lc$_1$**- 0,0018Lc$_2$** - (0,0160) (0,0044) (0,0007) (0,0008) 0,0046Vng$_3$***- 0,0019Lc$_5$***- 0,043Vng$_8$**+ 0,0022Lc$_{12}$* (0,0026) (0,0007) (0,0194) (0,0001) R^2=0,7480; tốc độ bắt kịp: 17,89%; nửa đời: 3,87 năm
	TFP ước lượng từ phương pháp Đa chỉ số
Toàn mẫu	Denta_TFPcs = 0,1794* - 0,0501lnTFPcs$_0$*+0,0001Kl$_1$**+ 0,0013Lc$_2$** (0,0119) (0,0045) (0,00003) (0,0007)

	$-0,0020Lc_3^{*}+0,014Lc_4^{**}+0,0006Lc_8^{***}-0,0311Vng_9^{**}-0,0004Lc_{11}^{**}$ (0,0007) (0,0005) (0,0003) (0,0151) (0,0001) $-0,0425Vng_{11}^{*}+0,0008Lc_{12}^{*}-0,0319Vng_{12}^{**}$ (0,0163) (0,0001) (0,0123) R^2=0,4979; tốc độ bắt kịp: 7,78%; nửa đời: 8,90 năm
Mẫu nội địa	Denta_TFPcs = $0,1794^{*}-0,0648lnTFPcs^{*}-0,0013Lc_2^{**}-0,0430Vng_8^{**}$ (0,0119) (0,0045) (0,0006) (0,0190) $+0,0020Lc_{12}$ (0,0001) R^2=0,5771; tốc độ bắt kịp: 13,24%; nửa đời: 5,23 năm

Nguồn: Số liệu tác giả tính toán

Kết quả trong mô hình hội tụ có điều kiện với toàn mẫu thì hai phương pháp ước lượng TFP cho chúng ta hai kết quả tương đối khác nhau nhưng chung một xu hướng khẳng định là tồn tại hội tụ có điều kiện. Với phương pháp ước lượng TFP theo bán tham số thì cho tốc độ hội tụ biến thiên trong khoảng 4,56% đến 4,81% và thời gian nửa đời tương ứng là 14,4 năm đến 15,2 năm. Trong khi đó TFP ước lượng theo phương pháp đa chỉ số thì cho kết quả hội tụ cao hơn (7,78%), do đó nửa đời được rút ngắn đáng kể 8,9 năm. So sánh mẫu nội địa và toàn mẫu chúng ta cũng thấy được hiện tượng các doanh nghiệp nội địa có tốc độ bắt kịp nhau khá nhanh. Với phương pháp ước lượng bán tham số, tốc độ này xấp xỉ 17% còn với phương pháp đa chỉ số còn cho kết quả lớn hơn là 28,27%.

Đến đây, kết hợp cả hai mô hình hội tụ không điều kiện và hội tụ có điều kiện dưới tác động của các biến Lc, Kl, Vng chúng ta thu được kết luận các biến Lc, Kl, Vng có ảnh hưởng tích cực đến sự hội tụ của TFP.Với sự tác động của Kl, Lc, Vng đã tăng tốc độ hội tụ từ 1,5% lên 4,56% đối với TFP ước lượng theo phương pháp bán tham số và từ 3,74% lên 7,78% đối với TFP ước lượng theo phương pháp đa chỉ số. Điều này thúc đẩy nhanh quá trình tăng trưởng năng suất nói riêng và tăng trưởng ngành nói chung. Nhìn vào các hệ số chúng ta thấy, ở các thời điểm 2002, 2008, 2012 biến Lc có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê cao. Điều này phản ánh thu nhập trung bình có ảnh hưởng đến sự hội tụ. Điều này có thể giải thích, tùy vào hoàn cảnh kinh tế mà khi thu nhập trung bình tăng lên làm cho đời

sống vật chất và tinh thần người lao động được động viên khích lệ một cách đáng kể. Từ đó kéo theo sự lao động diễn ra hiệu quả hơn và dẫn đến năng suất TFP được tăng lên. Tuy nhiên cũng các biến này ở các thời điểm 2003, 2011 hệ số lại âm và cũng có ý nghĩa thống kê cao. Nhìn lại thực trạng nền kinh tế chúng ta thấy rằng, những năm 2002, 2008, 2012 là những năm có bất ổn trong kinh tế, nếu thu nhập trung bình được tăng lên thì rất dễ để kích thích tinh thần làm việc và hiệu quả công việc được nâng cao. Còn ở các thời điểm 2003, 2011, khi kinh tế xã hội ổn định hơn thì chúng ta không có hiện tượng này. Trong khi dư đủ, thì nếu tăng nhẹ thu nhập trung bình cũng có thể chưa đáp ứng được nhu cầu của người lao động. Do đó nó có thể làm kìm hãm sự phát triển. Đây cũng là một trong những bài học cho các nhà quản lí cần được rút ra để nâng cao hiệu quả sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp mình.Điều tương tự cũng sẽ được rút ra cho các biến Vng và Kl.

Như vậy, với các mô hình hội tụ không điều kiện và hội tụ có điều kiện được xem xét theo hướng tiếp cận số liệu chéo chúng ta đã thu được những kết quả tương đối khả quan. Sự hội tụđã xảy ra với các mẫu và với toàn ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Với các chuỗi TFP tính theo phương pháp bán tham số cho hội tụ với tốc độ chậm hơn so với phương pháp đa chỉ số. Với các doanh nghiệp nội địa, quá trình hội tụ cũng tồn tại và có tốc độ nhanh hơn so với toàn ngành.

3.5.4. Mô hình hội tụ có điều kiện theo hướng tiếp cận dữ liệu bảng

3.5.4.1. Kết quả thực nghiệm

Mô hình (2.23) sẽ được ước lượng với 3 chuỗi TFP được ước lượng ở chương 2 và các biến được giới thiệu ở phần 2.2.2. Kết quả được tóm tắt như bảng dưới đây.

Bảng 3.25: Hội tụ có tác động của biến truyền tải FDI theo phương pháp số liệu bảng

Biến phụ thuộc $\Delta \ln Y_{it}$	TFP ước lượng từ phương phápOlley-Pakes (đầu tư làm biến điều khiển)			TFP ước lượng từ phương pháp Levinshon-Petrin (đầu vào trung gian làm biến điều khiển)			TFP ước lượng từ phương pháp Đa chỉ số		
Phương pháp hồi quy	RE	FE	HAC(FE)	RE	FE	HAC(FE)	RE	FE	HAC(FE)
Biến	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số
$\ln Y_{it}$	0,0907* (0,0054)	-,6659* (0,0127)	-,7408* (0,0139)	-,0917* (0,0057)	-,6669* (0,0127)	-,7482* (0,0139)	-,2324* (0,0089)	-0,5189* (0,0123)	-,6099* (0,0131)
Back	7,4336* (1,9675)	31,3365* (1,8985)	33,7584* (2,0212)	6,9162* (1,9661)	30,9308* (1,8937)	33,5334* (2,0196)	24,7763* (2,2954)	57,3766* (2,5277)	82,1438* (3,0138)
Sback	-12,1631 * (3,6103)	-70,7784 * (3,7585)	-76,9864 * (4,1302)	-10,9136 * (3,6062)	-69,8458 * (3,7484)	-76,5054 * (4,1328)	-52,9229 * (4,5096)	-132,5913 * (5,2956)	-200,730 * (7,1287)
For	-5,7451* (1,3834)	-24,6279 * (1,2514)	-26,2274 * (1,2815)	-5,4415* (1,3823)	-24,2643 * (1,2471)	-25,9727 * (1,2778)	-19,7156 * (1,6160)	-44,2256* (1,7077)	-55,2785 * (1,8019)
Hor	6,4420* (3,5327)	7,1754** (3,3217)	5,5642* (5,1913)	6,2879** (2,8544)	6,7280*** (3,3799)	5,2000 (5,2136)	1,4631 (3,7318)	24,7157* (5,5369)	28,6321 (6,1211)
-cons	0,4963* (0,0286)	2,8437* (0,0542)	3,1490* (0,0554)	0,4724* (0,0283)	2,8824* (0,0549)	3,2175* (0,0560)	0,8714* (0,0308)	1,6832* (0,0386)	1,9530* (0,0444)
R-sq	0,3150	0,3479	0,3778	0,3118	0,3484	0,3809	0,2717	0,2757	0,3401
Kiểm định	Wald chi2(5)=281,08 Prob>chi2 =0,0000		F test that all u_i=0: F(467,4670) = 5.34 Prob > F = 0.0000	chi2(5)=281,08 Prob>chi2 =0,0000		F test that all u_i=0: F(467,4670) = 5.47 Prob > F = 0.0000	chi2(5)=680,08 Prob>chi2 =0,0000		F test that all u_i=0: F(467,4207) = 3.09 Prob > F = 0.0000
Sigma_u	0	0,6814	0	0	0,7071	0,7920	0	0,3190	0,3803
Sigma_e	0,4100	0,4100	0,4100	0,4092	0,4092	0,4127	0,4693	0,4693	0,4483
Rho	0	0,7341	0	0	0,7491	0,7864	0	0,3160	0,4184
Kiểm định hausman	chi2(5)= 2535.47 Prob>chi2 = 0.0000			chi2(5) = 2555.77 Prob>chi2 = 0.0000			chi2(5) = 1144,18 Prob>chi2 = 0.0000		
Tốc độ hội tụ (%)	0,79	8,43	10,38	0,74	8,46	10,61	2,03	5,63	7,24
Nửa đời (năm)	87,36	8,22	6,67	93,68	8,19	6,53	34,06	12,31	9,57

Nguồn: Tác giả tính toán dựa trên bộ số liệu GSO

Dựa vào kết quả kiểm định Hausman, phương pháp được chỉ địnhđể hồi quy mô hình hội tụ là tác động cố định. Chúng ta thu được các hệ số của *back, hor* đều dương và có ý nghĩa thống kê cao, điều này cho thấy, sự hợp tác với các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài trong ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống có tác dụng rất tích cực đến sự hội tụ của TFP. Tuy nhiên ở mô hình áp dụng cho TFP theo phương pháp đa chỉ số thì hệ số của *hor* mặc dù dương nhưng không có ý nghĩa thống kê. Điều này có thể giải thích bởi hai lí do sau: *Thứ nhất,* hiệu ứng *minh họa* liên quan đến việc sao chép hoặc bắt chước công nghệ của các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài và các hoạt động tổ chức của các doanh nghiệp địa phương. *Thứ hai,* năng suất lao động tăng do việc dịch chuyển của các công nhân có kỹ năng, được đào tạo từ các doanh nghiệp đa quốc gia (MNCs) đến các doanh nghiệp địa phương. Các công nhân này đem theo công nghệ của MNCs. Hiệu ứng này có tác động dương đến năng suất và nếu làm cho năng suất TFP khu vực những doanh nghiệp có năng suất thấp tăng trưởng nhanh hơn thì dấu của biến Horizon là dương.

Còn các hệ số của *sback, for* đều âm và có ý nghĩa thống kê lại phản ánh nguồn nguyên liệu đầu vào của ngành công nghiệp chế biến thực phẩm mua từ các ngành khác với sự tham gia của nguồn vốn nước ngoài chưa đem lại hiệu quả như mong đợi.Điều này phản ánh mối liên hệ ngược của các ngành trong nền kinh tế Việt Nam chưa phản ánh được xu thế mong muốn của chúng ta. Có thể giải thích điều này chính là do sự hợp tác của các ngành chưa chặt chẽ. Chúng ta chưa có một cơ chế quản lí phù hợp để phát triển một nền kinh tế đồng bộ, liên kết giữa các ngành với nhau.Tuy chưa có được kết quả như mong đợi nhưng với sự tham gia của các doanh nghiệp nước ngoài mà cụ thể là nguồn vốn FDI thì tốc độ hội tụ của các doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm được cải thiện rõ rệt.So sánh giữa kết quả của mô hình β-hội tụ không điều kiện chúng ta sẽ thấy rõ điều đó. Cụ thể, với sự tham gia của FDI thì tốc độ hội tụ của TFP theo các phương pháp ước lượng Olley-Pakes, Levinshon-Petrin và đa chỉ số lần lượt được tăng từ 5,68%, 5,69% và 3,26% lên 10,38%, 10,61% và 7,24%. Điều này làm rút ngắn thời gian nửa đời

từ 16,3 năm xuống 8,22 năm với TFP được ước lượng theo Olley-Pakes, từ 16,09 năm xuống 8,19 năm với TFP được ước lượng theo Levinshon_Petrin và từ 42,62 năm xuống còn 12,31 năm với TFP được ước lượng theo phương pháp đa chỉ số. Cả 3 mô hình đều có một xu thế phản ánh chung về đóng góp tích cực của các nhân tố truyền tải FDI lên tốc độ hội tụ của TFP cấp doanh nghiệp. Đây có thể nói là một đóng góp rất đáng kể của FDI lên quá trình hội tụ của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống.Trong cả hai mô hình với cách tiếp cận số liệu chéo và số liệu mảng đều chỉ ra được là tồn tại sự hội tụ của TFP. Các yếu tố lan tỏa công nghệ, các đặc trưng của doanh nghiệp và các biến truyền tải FDI có ảnh hưởng tích cực đến tốc độ hội tụ.

Phương pháp số liệu mảng cho kết quả đáng tin cậy với các hệ số được ước lượng nhằm khắc phục hiện tượng tương quan phần dư bằng phương pháp HAC.Tuy nhiên, các mô hình đó cũng chưa đưa ra được những nét biến động của năng suất TFP.Khi sự hội tụ đã xảy ra, nghĩa là chúng ta sẽ có một trạng thái dừng trong dài hạn của TFP.Để thấy rõ trạng thái dừng đó như thế nào và quá trình chuyển động của năng suất TFP trong trạng thái dừng chúng tôi tiếp tục nghiên cứu phương pháp tiếp cận phân phối. Nội dung cơ sở phương pháp đã được trình bày trong phần tiếp theo.

3.6. Phương pháp tiếp cận phân phối trong nghiên cứu hội tụ

3.6.1. Các biến và số liệu

Xích Markov cung cấp những hiểu biết sâu về bốn đặc trưng của phân phối đang biến đổi một cách động của TFP cấp tỉnh.Trung bình của P_t trên các thời kỳ được sử dụng như một ước lượng của P. Ước lượng này được thực hiện với TFP cấp tỉnh. TFP cấp tỉnh năm t được tính bằng trung bình TFP năm t của các doanh nghiệp thuộc tỉnh đó. Phân phối F_t chứa các chênh lệch giữa TFP của từng tỉnh và trung bình TFP của Việt Nam. F_t được tính toán và sắp theo thứ tự đối với mỗi năm. Để rời rạc hóa biến F_t trong dạng mô hình Xích Markov, chúng tôi sử dụng một thủ tục thực nghiệm. Thủ tục tiến hành như sau: [**73**]

(i) Trước hết tính tfp= $\sum \mathrm{TFP}/50$ trung bình TFP cho cả nước ở mỗi năm;

(ii) Chia TFP của mỗi tỉnh cho tfp để tính độ lớn tương đối của mỗi tỉnh sau đó mới phân nhóm. Để tính toán biến F_t đối với thời kỳ khởi đầu $t_0 = 2000 \div 2001$ và sau đó sắp xếp nó theo thứ tự tăng dần. Tiếp theo, chúng tôi chia F_{t0} thành các khoảng sao cho mỗi khoảng có phương sai cực tiểu theo Cochran (1966). Các điểm nhảy trong F_{t0} đã sắp xếp được coi là những điểm ngưỡng đối với các khoảng. Từ số liệu thực nghiệm cho ta các khoảng sau:

C_1 = (0; 0,3], C_2 = (0,3; 0,6], C_3 = (0.6; 0,9], C_4 = (0,9; 1,2], C_5 = (1,2; ∞) TFP theo tỉnh đối với 50 tỉnh của Việt Nam được tính từ số liệu Tổng Cục Thống Kê. Số liệu chạy mô hình gồm 3 chuỗi F_t được xây dựng từ TFP được tính theo các phương pháp ước lượng tham số theo Olley-Pakes (F_{it}), phương pháp ước lượng theo Levshon-Petrin (F_{mt}) và phương pháp đa chỉ số (F_{cst}). Với chuỗi F_{cst} thì chuỗi đầu tiên được tính toán là F_{2001} và cũng được chia theo phương pháp của Cochran (1966). Sau đây là bảng tóm tắt về số liệu và các khoảng được chia cho các chuỗi F_t tương ứng.

Bảng 3.26: Tóm tắt số liệu và chia khoảng chuỗi F_t

Biến	**F_{it}**	**F_{mt}**	**F_{cst}**	**Biến**	**F_{it}**	**F_{mt}**	**F_{cst}**
Min	0,036	0,035	0,09	**C2**	(0,28; 0,56]	(0,3; 0,6]	(0,38; 0,76]
Max	6,39	6,87	4,32	**C3**	(0,56; 0,84]	(0,6; 0,9]	(0,76; 1,14]
Mean	0,681	0,692	0,935	**C4**	(0,84; 1,12]	(0,9; 1,2]	(1,14; 1,52]
C1	(0;0,28]	(0; 0,3]	(0; 0,38]	**C5**	(1,12; 6,4]	(1,2; 7)	(1,52; 4,5)

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu doanh nghiệp của GSO

Sau khi phân khoảng xong, chúng tôi tiến hành chạy mô hình Xích Markov với sự hỗ trợ của phần mềm Matlab.

3.6.2. Kết quả thực nghiệm[**73**]

Ta lấy 1 năm làm một thời kỳ, từ thời kỳ 2000 đến thời kỳ 2012 có tất cả 13*50=650 quan sát. Với mô hình của chuỗi F_{cst} bắt đầu từ năm 2001 và chỉ có 12*50=600 quan sát.

Nền kinh tế chia thành 5 trạng thái:

Trạng thái 1(TT1): Các tỉnh có TFP tương đối nhỏ hơn hay bằng (0,28[6]; 0,30[7]; 0,38[8]) so với TFP bình quân của cả nước .

Trạng thái 2 (TT2): Các tỉnh có TFP tương đối lớn hơn (0,28; 0,30; 0,38) và nhỏ hơn hay bằng (0,56; 0,60; 0,76) so với mức TFP bình quân của cả nước.

Trạng thái 3 (TT3): Các tỉnh có TFP tương đối lớn hơn (0,56; 0,60; 0,76) và nhỏ hơn hay bằng (0,84; 0,90; 1,14) so với mức TFP bình quân của cả nước.

Trạng thái 4 (TT4): Các tỉnh có TFP tương đối lớn hơn (0,84; 0,90; 1,14) và nhỏ hơn hay bằng (1,12; 1,20; 1,52) so với mức TFP bình quân của cả nước.

Trạng thái 5 (TT5): Các tỉnh có TFP tương đối lớn hơn (1,12; 1,20; 1,52).

Với cách phân chia các trạng thái này thì ta thu được bảng phân bố của các tỉnh trong từng năm nghiên cứu như sau:

Nhìn vào bảng phân bố các tỉnh theo các trạng thái chúng ta thấy, theo thời gian, số lượng các tỉnh trong từng trạng thái không có nhiều thay đổi trong từng cách tính TFP cũng như với các phương pháp tính TFP khác nhau. Trạng thái 1 biến động từ 5 đến 10 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 7,84 đối với F_{it}, biến động từ 9 đến 13 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 10,85 đối với F_{mt}. Các con số đó với F_{cst} lần lượt là 0, 5, 2,08.

Trạng thái 2 biến động từ 10 đến 17 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 13,46 đối với F_{it}, biến động từ 8 đến 15 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 11,46 đối với F_{mt}. Các con số đó với F_{cst} lần lượt là 12, 20, 16,08.

---

[6] Tương ứng với chuỗi F_{it}

[7] Tương ứng với chuỗi F_{mt}

[8] Tương ứng với chuỗi F_{cst}

Bảng 3.27: Số các tỉnh được phân bố theo các trạng thái trong các năm nghiên cứu

Năm	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
2000	6	14	8	7	15	9	11	10	7	13					
2001	10	10	8	4	18	10	10	9	4	17	1	16	20	7	6
2002	7	13	8	10	12	10	10	9	10	11	2	13	17	13	5
2003	5	17	8	7	13	10	14	8	5	13	4	12	17	12	5
2004	8	12	10	6	14	13	8	10	5	14	2	13	18	12	5
2005	10	12	8	5	15	13	10	7	7	13	5	13	15	12	5
2006	9	13	6	8	14	12	10	9	5	14	3	16	17	9	5
2007	7	14	9	6	14	10	11	10	5	14	0	19	20	6	5
2008	6	14	11	5	14	11	10	13	3	13	1	17	17	11	4
2009	8	15	8	4	15	11	12	10	2	15	1	19	13	11	6
2010	7	15	7	6	15	10	14	8	5	13	0	19	14	10	7
2011	10	13	8	4	15	11	14	7	4	14	3	16	15	7	9
2012	9	13	5	8	15	11	15	4	5	15	3	20	13	7	7
Min	5	10	5	4	12	9	8	4	2	11	0	12	13	6	4
Max	10	17	11	10	18	13	15	13	10	17	5	20	20	13	9
Mean	7,84	13,46	8	6,15	14,54	10,85	11,46	8,77	5,15	13,77	2,08	16,08	16,33	9,75	5,75

Nguồn: Tác giả tự tính

Trạng thái 3 biến động từ 5 đến 11 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 8 đối với F_{it}, biến động từ 4 đến 13 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 8,77 đối với F_{mt}. Các con số đó với F_{cst} lần lượt là 13; 20; 16,33.

Trạng thái 4 biến động từ 4 đến 10 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 6,15 đối với F_{it}, biến động từ 2 đến 10 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 5,15 đối với F_{mt}. Các con số đó với F_{cst} lần lượt là 6;13; 9,75.

Trạng thái 5 biến động từ 12 đến 18 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 14,54 đối với F_{it}, biến động từ 11 đến 17 tỉnh và trung bình của toàn thời kỳ là 13,77 đối với F_{mt}. Các con số đó với F_{cst} lần lượt là 4; 9; 5,75.

Sự phân bố như vậy giúp chúng ta thấy rằng TFP các tỉnh có xu hướng lập nhóm trong cả thời kỳ nghiên cứu.Theo đó sẽ có 5 nhóm và các nhóm này luôn tồn tại trong cả thời kỳ nghiên cứu.Điều này giúp chúng ta phán đoán được rằng sẽ

không có sự hội tụ cho toàn cục.Chúng ta cũng hi vọng rằng các nhóm này sẽ có sự hội tụ trong nội bộ của nó, nghĩa là, chúng ta kỳ vọng trong thời gian đủ dài thì các nhóm này sẽ có một tỷ lệ ổn định.Tuy nhiên, phân tích dựa vào bảng phân phối này cũng chưa phản ánh được bản chất sự vận động của các tỉnh trong quá trình phát triển.Để thấy rõ điều này chúng tôi tiến hành tính toán ma trận chuyển xác suất của các tỉnh trong cả thời kỳ nghiên cứu. Kết quả thu được ma trận chuyển sau 1 thời kỳ như sau:

Bảng 3.28: Giá trị ma trận chuyển sau 1 thời kỳ (1 năm)

	THEO CHUỖI F_{it}					**THEO CHUỖI F_{mt}**					**THEO CHUỖI F_{cst}**				
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0,83	0,16	0,01	0	0	0,89	0,10	0,01	0	0	0,58	0,29	0,08	0,02	0,03
2	0,10	0,82	0,06	0,01	0,01	0,10	0,79	0,08	0,01	0,02	0,05	0,74	0,18	0,02	0,00
3	0,01	0,09	0,68	0,19	0,03	0,01	0,12	0,69	0,17	0,01	0,01	0,19	0,62	0,17	0,01
4	0	0,04	0,21	0,55	0,20	0	0,04	0,18	0,51	0,27	0,01	0,05	0,25	0,57	0,12
5	0	0,01	0,02	0,08	0,89	0	0,02	0,01	0,08	0,89	0,00	0,04	0,06	0,18	0,72

Nguồn số liệu tác giả tính toán dựa vào bộ dữ liệu của GSO

Nhìn vào bảng ma trận chuyển ở dòng thứ nhất chúng ta thấy rằng, sau một năm được đầu tư hoạt động, các tỉnh ở mức trạng thái 1 có chuyển biến như sau: Với chuỗi dữ liệu F_{it}, F_{mt}, F_{cst} lần lượt có 83%; 89%; 58% số tỉnh ở trạng thái 1 không chuyển qua được các trạng thái khác. Có 16%; 10%; 29% số tỉnh ở trạng thái 1chuyển sang trạng thái 2, có1%; 1%; 8% chuyển lên trạng thái 3. Với hai chuỗi F_{it}, F_{mt} không có tỉnh nào ở mức trạng thái 1 chuyển được lên trạng thái 4 hoặc 5 sau 1 năm hoạt động. Với chuỗi F_{cst} con số này lần lượt là 2% và 3%.

Với dòng thứ 2 dành cho lớp các tỉnh ở trạng thái 2 có chuyển biến như sau: Với chuỗi dữ liệu F_{it}, F_{mt}, F_{cst} lần lượt có 10%; 10%; 5% số tỉnh ở trạng thái 2 chuyển qua trạng thái 1. Có 82%; 79%; 74% số tỉnh ở trạng thái 2 không chuyển sang các trạng thái khác. Có 6%; 8%; 18% số tỉnh ở trạng thái chuyển lên trạng thái 3. Với hai chuỗi F_{it}, F_{mt} có lần lượt 1%; 1% và 1%; 2% số tỉnh ở mức trạng thái 2 chuyển được lên trạng thái 4 và 5 sau 1 năm hoạt động. Với chuỗi F_{cst} con số này lần lượt là 2% và 0%.

Với dòng thứ 3 dành cho lớp các tỉnh ở trạng thái 3 có chuyển biến như sau: Với chuỗi dữ liệu F_{it}, F_{mt}, F_{cst} lần lượt có 1%; 1%; 5% số tỉnh ở trạng thái 3 chuyển qua trạng thái 1. Có 09%; 12%; 19% số tỉnh ở trạng thái 3 chuyển sang các trạng thái 2. Có 68%; 69%; 62% số tỉnh ở trạng thái 3 không chuyển qua trạng thái khác. Với hai chuỗi F_{it}, F_{mt} có lần lượt 19%; 17% và 3%; 1% số tỉnh ở mức trạng thái 2 chuyển được lên trạng thái 4 và 5 sau 1 năm hoạt động. Với chuỗi F_{cst} con số này lần lượt là 17% và 1%.

Với dòng thứ 4 dành cho lớp các tỉnh ở trạng thái 4 có chuyển biến như sau: Với chuỗi dữ liệu F_{it}, F_{mt}, F_{cst} lần lượt có 0%; 0%; 1% số tỉnh ở trạng thái 4 chuyển qua trạng thái 1. Có 04%; 04%; 05% số tỉnh ở trạng thái 4 chuyển sang các trạng thái 2. Có 21%; 18%; 25% số tỉnh ở trạng thái 4 chuyển qua trạng thái 3.Có 55%; 51%; 57% số tỉnh ở trạng thái 4 không chuyển qua trạng thái khác. Có 20%; 27%; 12% số tỉnh ở trạng thái 4 chuyển sang trạng thái 5.

Với dòng thứ 5 dành cho lớp các tỉnh ở trạng thái 5 có chuyển biến như sau: không có tỉnh nào ở trạng thái 5 chuyển xuống trại thái 1 với tất cả các chuỗi dữ liệu. Với chuỗi dữ liệu F_{it}, F_{mt}, F_{cst} lần lượt có 01%; 02%; 04% số tỉnh ở trạng thái 5 chuyển qua trạng thái 2. Có 02%; 01%; 06% số tỉnh ở trạng thái 5 chuyển sang các trạng thái 3. Có 08%; 08%; 18% số tỉnh ở trạng thái 5 chuyển qua trạng thái 4.Có 89%; 89%; 72% số tỉnh ở trạng thái 5 giữ nguyên được trạng thái của mình.

Để tiếp tục phân tích và dự báo quá trình hội tụ, chúng tôi thực hiện kiểm định tính dừng của ma trận chuyển cho cả quá trình 12 chukỳ. Để thực hiện điều đó, đầu tiên chúng tôi tính toán ma trận chuyển cho 12 chu kỳ và kiểm tra tính bất biến của ma trận chuyển qua các thời kỳ bằng thống kê Khi bình phương sau đó thực hiện xem xét tính Egodic của quá trình Markov.

Tính các bước chuyển trong vòng 12 chu kỳ sau đó lấy trung bình chúng ta được ma trận chuyển cho cả 12 năm như sau:

Bảng 3.29: Ma trận chuyển chung cho cả 12 chu kỳ

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.83	0.158	0.01	0.001	0.001	0.86	0.11	0.01	0.01	0.01	0.57	0.3	0.08	0.02	0.03
2	0.1	0.82	0.06	0.01	0.01	0.1	0.79	0.08	0.01	0.02	0.05	0.74	0.18	0.02	0.01
3	0.01	0.1	0.67	0.19	0.03	0.01	0.13	0.69	0.16	0.01	0.01	0.19	0.62	0.17	0.01
4	0.005	0.04	0.2	0.555	0.2	0.01	0.03	0.18	0.51	0.27	0.01	0.05	0.24	0.58	0.12
5	0.001	0.01	0.01	0.079	0.9	0.01	0.02	0.01	0.07	0.89	0.01	0.03	0.06	0.18	0.72

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Thực hiện kiểm định tính bất biến của ma trận chuyển qua các thời kỳ bằng thống kê khi bình phương chúng ta thu được giá trị $\chi^2 = \sum_i \sum_{t,j} n_i^t (\hat{p}_{ij}^t - \hat{p}_i)^2 / \hat{p}_{ij}$ tương ứng cho chuỗi F_{it}, F_{mt} và F_{cst} là 38,50; 40,69 và 47,87.

$\chi^2 = \sum_i \sum_{t,j} n_i^t (\hat{p}_{ij}^t - \hat{p}_i)^2 / \hat{p}_{ij}$ có phân phối khi bình phương với $(T-1)\left[m(m-1)\right]$ bậc tự do, ở đây T là số thời kỳ, m là số lớp trạng thái của xích Markov. Trong nghiên cứu này với các chuỗi F_{it} và F_{mt} thì *T=13, m=5* nên số bậc tự do của thống kê là 12*5*4=240. Đối với chuỗi F_{cst} T=12, m=5 nên số bậc tự do của thống kê là 11*5*4=220. Với mức ý nghĩa 5% ta có giá trị $\chi_{240}^{0,05} = 124,342$ và $\chi_{220}^{0,05} = 124,342$. Do đó tính dừng của ma trận xác suất chuyển đã được kiểm định với kết quả khẳng định. Như vậy ta có thể dùng ma trận này để dự báo và nghiên cứu tính Ergodic[9] của quá trình Markov mà chúng ta đang xem xét.

Trong trường hợp này, ma trận chuyển của chúng ta có tính Ergodic cho các xích Markov với cả 3 phương pháp tính TFP vì ma trận chuyển sau 3 bước đều có tất cả các phần tử dương như sau:

[9]Ma trận có tính Ergodic nếu có tất cả các phần tử dương.

Bảng 3.30: Ma trận chuyển sau 3 bước lặp

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.612	0.332	0.041	0.009	0.006	0.731	0.217	0.038	0.007	0.006	0.226	0.432	0.211	0.077	0.054
2	0.208	0.605	0.113	0.041	0.034	0.216	0.542	0.142	0.044	0.055	0.072	0.514	0.287	0.094	0.032
3	0.040	0.178	0.406	0.235	0.141	0.048	0.221	0.409	0.200	0.122	0.034	0.306	0.391	0.210	0.059
4	0.015	0.104	0.266	0.272	0.343	0.015	0.110	0.220	0.228	0.427	0.023	0.180	0.325	0.307	0.166
5	0.004	0.036	0.076	0.140	0.745	0.006	0.055	0.054	0.129	0.756	0.010	0.119	0.190	0.260	0.421

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Do đó chúng ta có thể dùng phương pháp này để dự báo về qua trình chuyển trạng thái của các tỉnh trong tương lai cũng như tìm kiếm trạng thái dừng của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống theo cấp tỉnh trong tương lai. Sử dụng công thức dự báo (2.25) chúng ta thu được các ma trận chuyển trong tương lai như sau:

Bảng 3.31: Ma trận chuyển sau 10 bước chuyển

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.343	0.412	0.115	0.059	0.071	0.470	0.304	0.107	0.046	0.073	0.060	0.363	0.310	0.173	0.093
2	0.258	0.386	0.142	0.086	0.128	0.299	0.304	0.148	0.082	0.167	0.057	0.360	0.314	0.176	0.093
3	0.117	0.239	0.192	0.150	0.301	0.158	0.241	0.177	0.123	0.301	0.052	0.340	0.314	0.187	0.106
4	0.082	0.189	0.182	0.159	0.389	0.096	0.183	0.152	0.134	0.434	0.047	0.319	0.311	0.198	0.124
5	0.043	0.125	0.155	0.162	0.514	0.059	0.140	0.125	0.137	0.539	0.042	0.294	0.303	0.210	0.151

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Bảng 3.32: Ma trận chuyển sau 13 bước

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.301	0.393	0.128	0.073	0.105	0.415	0.299	0.119	0.058	0.108	0.055	0.350	0.312	0.181	0.101
2	0.245	0.358	0.144	0.093	0.159	0.293	0.281	0.142	0.086	0.198	0.055	0.349	0.313	0.182	0.101
3	0.132	0.244	0.172	0.139	0.312	0.180	0.234	0.156	0.114	0.316	0.052	0.340	0.313	0.187	0.108
4	0.100	0.204	0.170	0.149	0.376	0.122	0.193	0.145	0.126	0.415	0.050	0.330	0.311	0.192	0.116
5	0.063	0.153	0.161	0.158	0.465	0.085	0.161	0.132	0.132	0.489	0.047	0.318	0.309	0.198	0.128

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Bảng 3.33: Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 13 năm

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
Số tỉnh	7.949	13.054	7.769	6.258	14.970	10.719	11.563	6.937	5.213	15.569	2.608	16.933	15.602	9.378	5.479
Tỉ lệ	0.159	0.261	0.155	0.125	0.299	0.214	0.231	0.139	0.104	0.311	0.052	0.339	0.312	0.188	0.110

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Chúng ta thấy rằng, từ sau 10 bước chuyển, tỉ lệ các tỉnh được phân phối vào các trạng thái tương đối ổn định. Ở trạng thái 1, các chuỗi số liệu F_{it}, F_{mt} và F_{cst} lần lượt cho tỉ lệ phân phối các tỉnh xấp xỉ 15,9%, 21,4% và 5,2%. Ở trạng thái 2, các chuỗi số liệu F_{it}, F_{mt} và F_{cst} lần lượt cho tỉ lệ phân phối các tỉnh xấp xỉ 26,1%, 23,1% và 33,9%. Ở trạng thái 3, các chuỗi số liệu F_{it}, F_{mt} và F_{cst} lần lượt cho tỉ lệ phân phối các tỉnh xấp xỉ 15,5%, 13,9% và 31,2%. Ở trạng thái 4, các chuỗi số liệu F_{it}, F_{mt} và F_{cst} lần lượt cho tỉ lệ phân phối các tỉnh xấp xỉ 12,5%, 10,4% và 18,8%. Ở trạng thái 5, các chuỗi số liệu F_{it}, F_{mt} và F_{cst} lần lượt cho tỉ lệ phân phối các tỉnh xấp xỉ 29,9%, 31,1% và 11%.

Bảng 3.34: Ma trận chuyển sau 19 bước

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
1	0.245	0.348	0.142	0.093	0.171	0.337	0.280	0.131	0.076	0.177	0.053	0.341	0.312	0.186	0.108
2	0.217	0.322	0.147	0.104	0.210	0.272	0.257	0.137	0.091	0.243	0.053	0.341	0.312	0.186	0.108
3	0.150	0.253	0.158	0.129	0.310	0.204	0.229	0.140	0.107	0.321	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109
4	0.128	0.229	0.160	0.137	0.346	0.163	0.207	0.139	0.116	0.376	0.052	0.338	0.312	0.188	0.110
5	0.101	0.198	0.162	0.146	0.393	0.134	0.191	0.137	0.122	0.415	0.051	0.336	0.312	0.189	0.112

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Bảng 3.35: Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 19 năm

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
Số tỉnh	8.116	13.188	7.726	6.195	14.775	10.950	11.565	6.843	5.150	15.492	2.613	16.955	15.605	9.367	5.460
Tỉ lệ	0.162	0.264	0.155	0.124	0.295	0.219	0.231	0.137	0.103	0.310	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Bảng 3.36: Ma trận chuyển sau 25 bước

	THEO CHUỖI Fit					THEO CHUỖI Fmt					THEO CHUỖI Fcst				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
1	0.222	0.325	0.146	0.102	0.205	0.303	0.267	0.133	0.084	0.213	0.052	0.340	0.312	0.187	0.109
2	0.203	0.306	0.149	0.109	0.233	0.259	0.249	0.136	0.094	0.262	0.052	0.340	0.312	0.187	0.109
3	0.155	0.257	0.156	0.127	0.305	0.211	0.229	0.138	0.105	0.318	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109
4	0.140	0.240	0.158	0.132	0.330	0.181	0.214	0.138	0.112	0.356	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109
5	0.120	0.219	0.160	0.139	0.362	0.160	0.204	0.138	0.116	0.382	0.052	0.338	0.312	0.188	0.110

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Bảng 3.37: Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 25 năm

	THEO CHUỖI F_{it}					**THEO CHUỖI F_{mt}**					**THEO CHUỖI F_{cst}**				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
Số tỉnh	8.186	13.257	7.713	6.169	14.675	11.035	11.583	6.827	5.129	15.426	2.613	16.959	15.606	9.365	5.457
Tỉlệ	0.164	0.265	0.154	0.123	0.293	0.221	0.232	0.137	0.103	0.309	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Đến khoảng 19-25 năm thì kết quả dự báo của tỉnh ổn định rất cao.Điều này cho chúng ta thấy rằng tồn tại một trạng thái dừng trong TFP cấp tỉnh của ngành công nghệ chế biến thực phẩm và đồ uống.

Trạng thái dừng phản ánh mức độ phát triển ngành chế biến thực phẩm và đồ uống của các tỉnh. Sự hội tụ toàn cục không xảy ra, tuy nhiên sự hội tụ theo nhóm vẫn xảy ra, và điều này khẳng định rằng, với những tỉnh nghèo hơn, có điều kiện khó khăn hơn trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống, nếu được đầu tư phát triển thì vẫn có cơ hội phát triển kịp các tỉnh đã phát triển trước đó. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy, trong thời gian vừa qua, còn có các tỉnh không chú trọng cho đầu tư phát triển ngành chế biến thực phẩm hoặc là do điều kiện về nguyên vật liệu, do điều kiện về lao động hay khoa học kĩ thuật mà ngành chế biến thực phẩm vẫn không phát triển vượt quá mức trung bình của cả nước (mức trạng thái 2). Bên cạnh đó, cùng với sự phát triển của kinh tế, đời sống nhân dân được nâng cao hơn ở các tỉnh có sự phát triển sớm thì ngành chế biến thực phẩm và đồ uống cũng được chú trọng hơn để phục vụ cho nhu cầu cao của con người.Và kết quả là, các tỉnh này đã có những bước chuyển biến mạnh mẽ. Bằng mô hình xích Markov, chúng tôi dự báo cho thời kỳ 13 bước chuyển (ứng với năm 2014), sau 19 thời kỳ (ứng với năm 2020) như bảng sau:[36]

Bảng 3.38: Bảng phân phối dự báo cho 13 bước chuyển

F_{13}	0.108755	0.266845	0.234412	0.12982	0.25985
F_{19}	0.109389	0.267529	0.234201	0.129401	0.258998

Bảng 3.39. Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 19 năm

	THEO CHUỖI F_{it}					**THEO CHUỖI F_{mt}**					**THEO CHUỖI F_{cst}**				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
Số tỉnh	8.116	13.188	7.726	6.195	14.775	10.950	11.565	6.843	5.150	15.492	2.613	16.955	15.605	9.367	5.460
Tỉ lệ	0.162	0.264	0.155	0.124	0.295	0.219	0.231	0.137	0.103	0.310	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Bảng 3.40. Kết quả dự báo trạng thái của TFP cấp tỉnh sau 25 năm

	THEO CHUỖI F_{it}					**THEO CHUỖI F_{mt}**					**THEO CHUỖI F_{cst}**				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
Số tỉnh	8.186	13.257	7.713	6.169	14.675	11.035	11.583	6.827	5.129	15.426	2.613	16.959	15.606	9.365	5.457
Tỉlệ	0.164	0.265	0.154	0.123	0.293	0.221	0.232	0.137	0.103	0.309	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109

Nguồn số liệu tác giả tự tính toán dựa vào bộ số liệu điều tra danh nghiệp GSO

Như vậy, sau 19 năm thì các TFP cấp tỉnh của ngành CBTP-ĐU có 10,93% số tỉnh ở lớp trạng thái 1; 26,75% số tỉnh ở trạng thái 2; 23,42% số tỉnh ở trạng thái 3; 12,94% số tỉnh ở trạng thái 4 và 25,90 % số tỉnh ở trạng thái 5.

Tóm tắt chương 3

Như vậy, trong chương này chúng tôi đã trình bày các kết quả nghiên cứu của các mô hình thực nghiệm. Kết quả thu được cho chúng ta biết, không tồn tại hội tụ sigma (σ) cho toàn ngành CBTP-ĐU. Tuy nhiên tồn tại hội tụ không điều kiện và có điều kiện (β) với sự tác động của các nhóm biến lan tỏa công nghệ, biến đặc trưng cho đầu tư tài chính và đặc trưng của doanh nghiệp và nhóm biến truyền tải FDI theo cách tiếp cận hồi quy với số liệu chéo và hồi quy với số liệu mảng. Nhóm biến lan tỏa công nghệ và đặc trưng của doanh nghiệp có tác động tích cực đến tốc độ hội tụ của hội tụ năng suất TFP. Nhóm biến truyền tải FDI có tác động rất phức tạp đến sự hội tụ, tuy nhiên, tổng sự tác động của các biến này lên sự hội tụ là dương và có tác động mạnh mẽ đến sự hội tụ của năng suất TFP. Cụ thể về những ảnh hưởng chúng ta có thể tóm tắt trong bảng sau:

Bảng 3.39: Tóm tắt kết quả các mô hình thực nghiệm

	Hội tụ theo số liệu chéo		**Hội tụ theo số liệu bảng**	
	TFPi, TFPm	TFPcs	TFPi, TFPm	TFPcs
Không điều kiện				
Hệ số β	-0,0146; -0,0137	-0,0306	-0,5223;-0,523	-0,3460
Tốc độ hội tụ%	1,60; 1,50	3,74	5,68; 5,69	3,26
Nửa đời (năm)	46,07; 46,29	18,52	12,20; 12,17	21,22
Hội tụ có điều kiện với tác động của lan tỏa công nghệ				
Hệ số β	-0,0219; -0,0216	-0,0428	-0,517	-0,351
Tốc độ hội tụ%	2,54; 2,50	6,06	6,02, 6,21	3,32
Nửa đời (năm)	27,24; 27,68	11,44	11,50; 11,16	20,08
Hội tụ có điều kiện với tác động của các đặc trưng doanh nghiệp và các biến truyền tải FDI				
Hệ số β	-0,0364;-0,035	-0,0501	-0,7408; -0,7482	-0,6099
Tốc độ hội tụ%	4,81; 4,56	7,78	10,38; 10,61	7,24
Nửa đời (năm)	14,4; 15,19	8,90	6,67; 6,53	9,57

Nguồn: Tác giả tóm tắt từ các bảng kết quả các mô hình

Với cách tiếp cận hồi quy phân phối và sử dụng mô hình xích Markov chúng tôi phân tích được sự chuyển động của các lớp trạng thái tại các thời điểm.Qua đó thấy được tính động của chuỗi TFP cấp tỉnh và tiến trình hình thành nên trạng thái dừng của TFP cấp tỉnh. Chúng tôi thu được kết luận, tồn tại trạng thái dừng của năng suất TFP cấp tỉnh. Thời gian để tiệm cận trạng thái dừng này là 25 năm.Ở trạng thái dừng, TFP cấp tỉnh hình thành 5 trạng thái với mức tỷ lệ xấp xỉ như bảng dự báo cho 25 năm như dưới đây.

Bảng 3.40: Kết quả dự báo về trạng thái dừng của TFP cấp tỉnh sau 25 năm

	THEO CHUỖI F_{it}					THEO CHUỖI F_{mt}					THEO CHUỖI F_{cst}				
	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5	TT1	TT2	TT3	TT4	TT5
Số tỉnh	8.186	13.257	7.713	6.169	14.675	11.035	11.583	6.827	5.129	15.426	2.613	16.959	15.606	9.365	5.457
Tỉlệ	0.164	0.265	0.154	0.123	0.293	0.221	0.232	0.137	0.103	0.309	0.052	0.339	0.312	0.187	0.109

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Ở trạng thái dừng dự báo theo các chuỗi F_{it}, F_{mt}, F_{cst} trạng thái 1 lần lượt là (16,4%, 22,1%, 5,2%); trạng thái 2 lần lượt là (26,5%; 23,2%; 33,9%); trạng thái 3 lần lượt là (15,4%, 13,7%, 31,2%); trạng thái 4 lần lượt là (12,3%, 10,3%, 18,7%) và trạng thái 5 lần lượt là (29,3%, 30,9%, 10,9%).

Quá trình hội tụ theo tỉnh (theo khu vực) xảy ra yếu. Điều này có thể lí giải bởi các điều kiện về nguyên liệu, lao động cũng như trình độ khoa học kĩ thuật của các vùng còn chênh lệch.Việt Nam cần tổ chức các khu công nghiệp về chế biến thực phẩm và đồ uống cho các vùng dựa trên điều kiện tự nhiên (vùng nguyên liệu) và cần đầu tư mạnh mẽ hơn về công nghệ để nâng cao chất lượng sản phẩm cũng như năng suất lao động. Điều này dẫn đến kích cầu tốt hơn.Không những mặt hàng xuất khẩu mới được chú trọng về chất lượng mà nên chú trọng khai thác thị trường trong nước một cách có hiệu quả.

KẾT LUẬN, MỘT SỐ KHUYẾN NGHỊ CHÍNH SÁCH VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU MỞ RỘNG

Kết luận:

Đề tài "Các mô hình hội tụ năng suất các nhân tố tổng hợp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000 - 2010" đã xem xét và trả lời các câu hỏi trong mục tiêu nghiên cứu của đề tài, quá trình nghiên cứu thực nghiệm giúp chúng tôi đưa ra một số kết luận như sau:

- *Về mặt lý luận, lý thuyết*

Luận án đề xuất các mô hình thực nghiệm cho các mô hình hội tụ có điều kiện đối với ngành công nghiệp chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam. Đưa vào các biến mới là các biến lan tỏa ngược, lan tỏa xuôi, lan tỏa công nghệ, tính toán TFP của ngành với 3 phương pháp khác nhau phục vụ trong các mô hình hội tụ có điều kiện.

- *Những phát hiện đề xuất từ kết quả nghiên cứu*

Không tồn tại hội tụ sigma (σ) trên toàn nền kinh tế Việt Nam. Tồn tại hội tụ không điều kiện hay hội tụ tuyệt đối và hội tụ có điều kiện ở cấp độ doanh nghiệp. Bên cạnh đó tồn tại trạng thái dừng của TFP cấp tỉnh. Kết quả cụ thể như sau:

Kết quả từ ước lượng hội tụ từ số liệu chéo bằng hồi quy Barro: Tồn tại hội tụ không điều kiện hay hội tụ tuyệt đối và hội tụ có điều kiện. Tốc độ hội tụ không điều kiện, hay hội tụ tuyệt đối, dao động trong khoảng 1,6%-3,74% một năm. Điều này có nghĩa là trung bình mỗi năm các doanh nghiệp có năng suất thấp có thể thu hẹp khoảng cách so với doanh nghiệp có năng suất cao nhất từ 1,6% đến 3,74%. Yếu tố lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI liên ngành đóng góp tích cực vào kết quả hội tụ của năng suất các yếu tố tổng hợp. Với sự tác động của các biến này, tốc độ hội tụ của các chuỗi TFP theo các phương pháp dữ liệu chéo được tăng lên 2,54% -6,06% (đối với tác động của biến lan tỏa công nghệ), và 4,81%-7,78% (đối với tác động của các biến lan tỏa FDI). Nghĩa là với các tác động tương ứng của biến lan tỏa công nghệ và các biến truyền tải FDI thì trung bình mỗi năm các doanh nghiệp có năng suất thấp có thể thu hẹp khoảng cách so với doanh nghiệp có

năng suất cao nhất từ 2,56% đến 6,06% và từ 4,81% đến 7,78%. Các biến truyền tải *Back*và *Hor* (các biến đại diện cho lan tỏa xuôi) có tác động tích cực đến tốc độ hội tụ, các biến *Sback* và *Forwad* (các biến đại diện cho lan tỏa ngược) kìm hãm sự hội tụ của năng suất các doanh nghiệp.

Kết quả hồi quy từ số liệu mảng: Tồn tại hội tụ không điều kiện và hội tụ có điều kiện dưới sự tác động của biến lan tỏa công nghệ vàcác biến truyền tải FDI. Tốc độ của hội tụ không điều kiện là 3,26%-5,68%. Tốc độ này sẽ là 3,32%-6,21% (đối với tác động của biến lan tỏa công nghệ),và 7,24%-10,61% (đối với tác động của các biến truyền tải FDI). Các biến truyền tải *Back* và *Hor* (các biến đại diện cho lan tỏa xuôi) có tác động tích cực đến tốc độ hội tụ, các biến *Sback* và *Forwad* (các biến đại diện cho lan tỏa ngược) kìm hãm sự hội tụ của năng suất các doanh nghiệp.

Kết quả từ phương pháp xích Markov: Các doanh nghiệp của ngành này phân bố thành 5 nhóm trạng thái khác nhau. Trạng thái 1, các doanh nghiệp kém phát triển chiếm 16,4%; trạng thái 2, các doanh nghiệp phát triển cận dưới mức trung bình chiếm 26,5%; trạng thái 3, các doanh nghiệp xung quanh giá trị trung bình chiếm 15,4%; trạng thái 4, các doanh nghiệp phát triển khá chiếm 12,3% và trạng thái 5, các doanh nghiệp phát triển tốt chiếm 29,3%. Thời gian để đạt đến trạng thái dừng vào khoảng 24 -25 năm.

Khối doanh nghiệp nhà nước ngày càng nắm bắt và phát huy tốt hơn yếu tố khoa học công nghệ được trạng bị. Các doanh nghiệp này cũng đóng góp tích cực giúp tăng trưởng TFP của ngành. Nó thể hiện ở tỉ lệ các doanh nghiệp nhà nước đạt doanh nghiệp có công nghệ cao tăng lên hàng năm từ 35,56% năm 2000 đến 53,19% năm 2012.

Đề nghị chính sách

Dựa vào kết quả nghiên cứu thực trạng chương 2 và nghiên cứu thực nghiệm chương 3, chúng tôi có một số đề xuất sau:

Thứ nhất, tiếp tục đẩy mạnh đầu tư vào ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Tập trung vào đầu tư công nghệ, thu hút vốn đầu tư nước ngoài vào các doanh nghiệp nội địa.

Thứ hai, nhà nước có hướng nghiên cứu các lợi thế vùng nguyên liệu của các tỉnh, các vùng để tập trung phát triển sản xuất phù hợp cho ngành ở các địa phương đó. Điều này được rút ra từ hội tụ sigma: không thể bỏ qua yếu tố vùng miền trong sự hội tụ của năng suất các nhân tố tổng hợp.

*Thứ ba,*biến back có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng và hội tụ năng suất TFP, do đó cần tiếp tục đẩy mạnh sự hợp tác liên ngành. Cần có các phương thức cung cấp thông tin về sản phẩm của các ngành với nhau nhằm tăng khả năng hợp tác giữa các ngành đó.

Thứ tư, biến *Sback* và *For* đều có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê cao trong cả hai mô hình ảnh hưởng đến tăng trưởng TFP và hội tụ TFP. Điều này cung cấp cho nhà hoạch định chính sách một thông tin tham khảo là sự hợp tác của các doanh nghiệp nội địa và doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài là chưa có hiệu quả. Chúng ta cần phải có những giải pháp để sự hợp tác này có hiệu quả tốt hơn.

Thứ năm, các biến đặc trưng cho doanh nghiệp có tổng tác động dương với tốc độ hội tụ của năng suất TFP trong cả thời kỳ, vì vậy muốn đẩy nhanh tốc độ hội tụ thì chúng ta sẽ nâng cao tỉ lệ vốn trên lao động, nâng cao thu nhập của người lao động và nâng cao vốn chủ sử hữu trên lao động.

Thứ sáu, yếu tố công nghệ cao có ảnh hưởng tích cực đến quá trình hội tụ của năng suất TFP, do đó, để đẩy nhanh quá trình hội tụ, chúng ta cần có những giải pháp nhằm phổ biến các quy trình kĩ thuật, trao đổi kinh nghiệm và tích cực đầu tư vào yếu tố công nghệ cho các doanh nghiệp trong ngành.

Thứ bảy, từ kết quả nghiên cứu hội tụ theo mô hình xích Markov với chuỗi TFP cấp tỉnh cho chúng ta biết tồn tại trạng thái dừng trong dài hạn. Không có sự hội tụ của chuỗi TFP cấp tỉnh trên toàn mẫu mà xảy ra sự hội tụ theo nhóm. Điều này cung cấp cho nhà quản lí một thông tin về trạng thái dừng của TFP các tỉnh trong tương lai. Từ đó gợi ý nên đầu tư vào những khu vực nào thì hiệu quả nhất.

Đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo

Trong nghiên cứu này, chúng ta chỉ mới xem xét sự hội tụ tuyệt đối và xem xét các tác động của nhóm biến đặc trưng doanh nghiệp, biến lan tỏa công nghệ và

các biến truyền tải FDI lên hội tụ năng suất TFP. Chúng ta chưa xem xét các yếu tố vùng miền ảnh hưởng đến hội tụ năng suất như thế nào?Điều này là quan trọng bởi vì chúng ta thấy rằng ngành chế biến thực phẩm và đồ uống không tồn tại hội tụ sigma (σ), điều đó có nghĩa là năng suất TFP phụ thuộc vào các đặc trưng vùng miền. Do đó, chúng tôi đề xuất mở rộng nghiên cứu theo hướng không gian cho hội tụ năng suất TFP cho ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Ngoài ra, các mô hình phân tích hội tụ theo số liệu chéo và số liệu mảng cũng mới dừng lại ở các mô hình tĩnh, chúng tôi đề xuất phát triển theo hướng dùng mô hình động cho số liệu mảng để xem xét vấn đề này.

CÁC CÔNG TRÌNH ĐÃ CÔNG BỐ CỦA TÁC GIẢ

1) Nguyen Khac Minh, Pham Van Khanh, Phan Tat Hien, Tong Minh Ngoc (2015),*Dynamic productivity and productivity convergence at the firm level in Vietnam's manufacturing industry during 2000-2011*, Kỷ yếu Hội nghị quốc tế về ứng dụng toán học, NXB Thông tin và truyền thông, 15-21.
2) Nguyễn Khắc Minh, Phạm Văn Khánh, Nguyễn Việt Hưng, Phan Tất Hiển (2014),*Hội nhập và hội tụ năng suất ở cấp độ doanh nghiệp của ngành dệt may*, Tạp chí Kinh tế & Phát triển, số 205, 44-52.
3) Nguyễn Khắc Minh, Nguyễn Việt Hưng, Nguyễn Thị Hậu, Nguyễn Bảo Hoàng, Phan Tất Hiển (2015),*Tổng quan các phương pháp ước lượng hội tụ và một số nghiên cứu hội tụ trên thế giới*, NXB Khoa học và Kỷ thuật, 25-68.
4) Phan Tất Hiển (2015), *Hội nhập và hội tụ năng suất ở cấp độ doanh nghiệp của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống*, Kỷ yếu hội thảo khoa học Tài chính định lượng và các vấn đề liên quan, NXB trường ĐH Tài chính – Marketing Tp. Hồ Chí Minh.
5) Phan Tất Hiển (2015), *Ảnh hưởng của lan tỏa công nghệ đến tốc độ hội tụ trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam*, tạp chí Kinh tế Châu Á – Thái Bình Dương, kỳ 2, tháng 6, 35-40.
6) Phan Tất Hiển (2015),*Ứng dụng mô hình xích Markov phân tích và dự báo kinh tế*, Kỷ yếu hội nghị toán học miền trung và Tây nguyên, NXB Đại Học Quy Nhơn.
7) Phan Tất Hiển (2015),*Ứng dụng mô hình xích Markov trong nghiên cứu hội tụ kinh tế Việt Nam*, tạp chí Kinh tế Châu Á – Thái Bình Dương, (2015), số 456, tháng 11, 27-29.
8) Phan Tất Hiển (2015),*Ảnh hưởng của nguồn vốn FDI đến tăng trưởng và hội tụ năng suất các nhân tố tổng hợp cấp độ doanh nghiệp ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012- Phương pháp tiếp cận theo dữ liệu bảng,* Bản tin khoa học trẻ, ISSN: 2354-1105, số 1(2) tháng 12, 1-9.
9) Phan Tất Hiển (2015),*Mô hình β -hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp cấp độ doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam*, Tạp chí Khoa học Đại học Sài Gòn, ISSN 1859-3208,số 28, 83-90.
10) Nguyen Phuong Anh, Phan Tat Hien, Michel Simioni (2016),*Productivity Convergence in Vietnamese Manufacturing Industry: Evidence using a Spatial Durbin Model*,**Springer Verlag book,**http://www.cmse-conference.org/

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1]. Alam, IMS & Sickles., RC (2000), 'Time Series Analysis of Deregulatory Dynamics and Technical Efficiency: The Case of the Us Airline Industry', *International Economic Review*, vol 41, pp. 203-18.

[2]. Aldan, A (2005), 'Convergence across Province of Turkey: A Spatial Analysis', *Middle East Technical University*.

[3]. Aldan, A & Gaygisiz, E (2006), 'Convergence across Provinces of Turkey: A Spatial Analysis'.

[4]. Arbia, G, Roberto, B & Piras, G (2005), 'Using Spatial Panel Data in modelling Regional Growth and Convergence', *IASE Working paper*, vol 55.

[5]. Arellano, M (1988), 'An Alternative Transformation for Fixed Effects Models with Predetermined Variables', *Applied Economics Discussion Paper*, vol 57.

[6]. Arellano, M & Bond, S (1991), 'Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *Review of Economic Studies*, vol 5, pp. 577-297.

[7]. Arellano, M & Bover, O (1995), 'Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models', *Journal of Econometrics*, vol 68, pp. 29-51.

[8]. Bảo, HĐ (2013), 'Kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nhân tố tổng hợp trong sản xuất nông nghiệp Việt Nam', *Kinh tế & Phát triển*, vol 188, pp. 56-65.

[9]. Barro, RJ (1991), 'Economic Growth in a Cross Section of Countries', *The Quarterly Journal of Economics*, vol 106, pp. 407-443.

[10]. Barro, RJ & Sala-i-Martin, X (1992), 'Convergence', *The Journal of Political Economy*, vol 100, pp. 223-251.

[11]. Barro, RJ & Sala-i-Martin, X (1995), 'Economic Growth', *New York: McGraw-Hill*.

[12]. Baumol, WJ (1986), 'Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show', *The American Economic Review*, vol 76, no. 5, pp. 1072-1085.

[13]. Bernard, AB & Durlauf, SN (1996), 'Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis', *Journal of Econometrics*, vol 71, pp. 161-73.

[14]. Bernard, A & Jones, CI (1996), 'Comparing Apples to Oranges: Productivity Convergence and Measurement across Industries and Countries', *The American Economic Review*, vol 86, pp. 1216-38.

[15]. Birckenbach, F & Bode, E (2001), 'Markov or Not Markov, This Should Be a Question', *Kiel Institute of World Economics Working Paper*, vol 1086.

[16]. Blundell, R & Bond, S (1998), 'Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, vol 87, pp. 115-43.

[17]. Bond, S, Hoeffler, A & Temple, J (2001), 'Gmm Estimation of Empirical Growth Models', *CEPR Discussion Paper*, vol 3048.

[18]. Braun, RA & Kubota, K (1998), 'A Markov Analysis of Growth and Cycles in Japan's Prefectures', *I. U. o. Japan*.

[19]. Calabrese, A, Campisi, D & Mancuso, P (2002), '"Telecommunication Industry and Productivity Convergence in the Oecd Countries.', *International Journal of Business and Economic*, vol 1, no. 3, pp. 209-223.

[20]. Carree, MA, Klomp, L & Thurik, AR (2000), 'Productivity convergence in OECD manufacturing industries.', *Economics Letters*, vol 66, pp. 337–345.

[21]. Caselli, F, Esquivel, G & Lefort, F (1996), 'Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics', *Journal of Economic Growth*, vol 1, pp. 363-89.

[22]. Cass, D (1965), 'Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation', *Review of Economic Studies*, vol 32, pp. 233-40.

[23]. Caves, D, Christensen, L & Diewert, W (1982), 'Output, Input and Productivity Using Superlative Index Numbers', *Economic Journal*, vol 92, no. 5, pp. 73-96.

[24]. Cornwell, M & Wächte, J-U (1998), 'Productivity Convergence and Economic Growth: A Frontier Production Function Approach', *ZEI working papers - Center for European Integration Studies, University of Bonn*, vol 06.

[25]. Cornwell, M & Wächter, J-U (1998), 'Productivity Convergence and Economic Growth: A Frontier Production Function Approach', *Center for European Integration Studies*.

[26]. Delong, BJ (1988), 'Productivity growth, convergence, and welfare: Comment', *American Economic Review*, vol 78, pp. 1138-1154.

[27]. Durlauf, SN & Quah, DT (1999), 'The New Empirics of Economic Growth', *Amsterdam*, North-Holland.

[28]. Fagerberg, J & Verspagen, B (1996), 'Heading for Divergence? Regional Growth in Europe Reconsidered', *Journal of Common Market Studies*, vol 34, pp. 431-48.

[29]. Firdaus, M (2012), 'The dynamics of regional disparity in Java Island after Fiscal Decentralization', *International Journal of Economics and Management*, vol 6.

[30]. Fujita, M & Tabuchi, T (1997), 'Regional Growth in Postwar Japan', *Regional Science and Urban Economics*, vol 27, pp. 643-70.

[31]. Good, D, Nadiri, I, Roeller, LH & Sickle, RC (1983), 'Efficiency and Productivity Growth Comparisons of European and U.S/ Air Carriers: A First Look at the Data', *Journal of Productivity Analysis*, vol 4, pp. 115-125.

[32]. Hiển, PT (2015), 'Mô hình hội tụ năng suất các yếu tố tổng hợp cấp độ doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Sài Gòn*, no. 28, pp. 83-90.

[33]. Hiển, PT (2015a), 'Hội nhập và hội tụ năng suất ở cấp độ doanh nghiệp của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống, Kỷ yếu hội thảo khoa học Tài chính định lượng và các vấn đề liên quan', *NXB trường ĐH Tài chính – Marketing*.

[34]. Hiển, PT (2015b), 'Ảnh hưởng của lan tỏa công nghệ đến tốc độ hội tụ trong ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam', *tạp chí Kinh tế Châu Á – Thái Bình Dương*, vol 2, pp. 35-40.

[35]. Hiển, PT (2015c), 'Ứng dụng mô hình xích Markov phân tích và dự báo kinh tế, Kỷ yếu hội nghị toán học miền trung và Tây nguyên', *NXB Đại Học Quy Nhơn*.

[36]. Hiển, PT (2015d), 'Ứng dụng mô hình xích Markov trong nghiên cứu hội tụ kinh tế Việt Nam', *tạp chí Kinh tế Châu Á – Thái Bình Dương*, vol 456, pp. 27-29.

[37]. Hiển, PT (2015e), 'Ảnh hưởng của nguồn vốn FDI đến tăng trưởng và hội tụ năng suất các nhân tố tổng hợp cấp độ doanh nghiệp ngành chế biến thực phẩm và đồ uống Việt Nam giai đoạn 2000-2012- Phương pháp tiếp cận theo dữ liệu bảng', *Bản tin khoa học trẻ*, no. 1(2), pp. 1-9.

[38]. Hosono, Kaoru & Toya, H (2000), '"Regional Income Convergence in the Philippines.', *Institute of Economic Research*, no. Hitotsubashi University, pp. D99-22.

[39]. Hsiao, C (1986) , in *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

[40]. Islam, N (1995), 'Growth Empirics: A Panel Data Approach', *TheQuarterly Journal of Economics*, vol 110, pp. 1127-1170.

[41]. Ito, T (2007), 'Nafta and Productivity Convergence between Mexico and the Us', *HEI Working Paper*, vol 26/2007.

[42]. Kawagoe & Masaaki (1999), 'Regional Dynamics in Japan: A Reexamination of Barro Regressions', *Journal of the Japanese and International Economies*, vol 13, pp. 61-72.

[43]. Koo, J, Kim, Y-Y & Sangphil (1998), 'Regional Income Convergence: Evidence from a Rapidly Growing Economy', *Journal of Economic Development*, vol 23, pp. 191-203.

[44]. Koopmans, TC (1965), *On the Concept of Optimal Economic Growth*, Amsterdam: North-Holland.

[45]. Levinsohn, J & Petrin, A (2003), 'Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobserveables', *Review of Economic Studies*, vol 70, no. 2, pp. 317-341.

[46]. Lucas, RE (1988), ' On the mechanics of economic development', *Journal of Monetary Economics* , vol 22, pp. 3-42.

[47]. Ludena, CE, Thomas, WH & Paul, VP (2006), 'Productivity Growth and Convergence in Crop, Ruminant and Non-Ruminant Production: Measurement and Forecasts', *GTAP Working Paper*, vol 5.

[48]. Mankiw, GN, Romer, D & Weil, DN (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *Quarterly Journal of Economics*, vol 107, pp. 407-437.

[49]. Meliciani, V & Peracchi, F (2004), 'Convergence in Per-Capita Gdp across European Regions: A Reappraisal', *CEIS Research Paper*, vol 58.

[50]. Minh, NK, Hoang, NB & Hau, NT (2014), 'Effects of Fdi on Efficiency Convergence in Manufacturing of Machinery Industry', *Journal of Economics and Development Studies*, vol 2, pp. 79-92.

[51]. Minh, NK, Hưng, NV, Hậu, NT, Hoàng, NB & Hiển, PT (2015), 'Tổng quan các phương pháp ước lượng hội tụ và một số nghiên cứu hội tụ trên thế giới', pp. 25-68.

[52]. Minh, NK, Hung, NV, Khanh, PV & Hoa, HQ (2014), 'Do Direct Foreign Invesments Increase Efficiency Convergence at Firm Level? The Case of Vietnam,2000-2011', *International Journal of Business and Social Research*, vol 4.

[53]. Minh, NK & Khanh, PV (2013), 'Forecasting the Convergence State of Per Capital Income in Vietnam', *American Journal of Operations Research*, vol 3, pp. 487-96.

[54]. Minh, NK, Khanh, PV, Hien, PT & Ngọc, TM (2015), 'Dynamic productivity and productivity convergence at the firm level in Vietnam's manufacturing industry during 2000-2011', *kỷ yếu Hội nghị quốc tế về ứng dụng toán học, NXB Thông tin và truyền thông*, 2015, pp. 15-21.

[55]. Minh, NK, Khánh, PV, Hưng, NV & Hiển, PT (2014), 'Hội nhập và hội tụ năng suất ở cấp độ doanh nghiệp của ngành dệt may', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, vol 205, pp. 44-52.

[56]. Minh, NK, Tuan, AP & Hung, NV (2015), 'Using the Spatial Econometric Approach to Anlyze Convergence of Labor Productivity at the Provincial Level in Vietnam', *Journal of Economics and Development*, vol 17, no. 1, pp. 5-19.

[57]. Nickell, S (1981), 'Biases in Dynamic Models with Fixed Effects', *Econometrica*, vol 49, pp. 1417-26.

[58]. Nishimura, KG, Nakajima, T & Kiyota, K (2005a), 'Productivity Convergence at the Firm Level'.

[59]. Olley, GS & Pakes, A (1996), 'The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry', *Econometrica*, vol 64, no. 6, pp. 1263-1297.

[60]. Paci, R & Pigliaru, F (1995), 'Differenziali Di Crescita Tra Le Regioni Italiane: Un'analisi Cross-Section', *Rivista di Politica Economica*, vol 85, pp. 3-34.

[61]. Pascual, AG & Westermann, F (2002), 'Productivity Convergence in European Manufacturing', *Rewiew of International Economics*, pp. 313-323.

[62]. Pekkala, S (1999), 'Regional Convergence across the Finnish Provinces and Subregions', *Finnish Economic Papers*, pp. 28-40.

[63]. Quah, DT (1993), 'Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth.', *European Economic Review,* vol 37, pp. 426-34.

[64]. Quanh, DT (1996), 'Empirics for Economic Growth and Convergence', *European Economic Review*, vol 40, pp. 1353-75.

[65]. Ramsey, F (1928), 'A Mathematical Theory of Saving', *Economic Journal*, vol 38, pp. 543-59.

[66]. Rey, S & Mountouri, B (1999), 'Us Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective', *Regional Studies*, vol 33, no. 2, pp. 143-56.

[67]. Reza, R & Zahra, KT (2008), 'Evaluation of the Income Convergence Hypothesis in Ten New Members of the European Union. A Panel Unit Root Approach', *Panoeconomicus*.

[68]. Rodrik, D (2012), 'Unconditional Convergence in Manufacturing'.

[69]. Romer, PM (1986), 'Increasing returns and long run growth', *Journal of Political Economy*, vol 94, pp. 1002-1037.

[70]. Sala-i-Martin, X (1996), 'Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence', *European Economic Review*, vol 40, pp. 1325-52.

[71]. Schjerning, B & Sorensen, A (2003), 'Is It Possible to Measure Sectoral Productivity Levels? The Case of Manufacturing'.

[72]. Solow, RM (1956), 'A Contribution to theT heory of Economic Growth', *The Quarterly Journal of Economics*, vol 70, pp. 65-94.

[73]. Swan, TW (1956), 'Economic Growth and Capital Accumulation', *Economic Record*, vol 32, pp. 334-61.

[74]. Takeda, T & Nakata, R (1998), 'Regional Disparities in Indonesia'.

[75]. Wei, YD (2000), 'Regional Development in China: States, Globalization, and Inequality'.

PHỤ LỤC

Phụ lục 1: Kiểm tra hội tụ sigma

Kiểm tra phần dư có phân phối chuẩn cho mô hình sigma với các chuỗi lnTFPm, lnTFPi

```
.                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2000 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2000 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2001 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2001 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2002 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2002 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2003 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2003 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2004 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2004 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2005 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2005 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2006 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2006 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2007 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000

                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2007 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2008 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpi2008 |   650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
  e_lnpm2009 |   650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
```

```
 e_lnpi2009 |    650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lnpm2010 |    650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lnpi2010 |    650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
------------+-------------------------------------------------
 e_lnpm2011 |    650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lnpi2011 |    650    0.95251     20.249     7.315
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lnpm2012 |    650    0.95793     17.938     7.021
0.00000
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lnpi2012 |    650    0.95251     20.249     7.315
0.00000

. *Kiem tra phan du co phan phoi chuan cho mo hinh
lntfp
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2001 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2002 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2003 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2004 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2005 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2006 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2007 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2008 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2009 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2010 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
                Shapiro-Wilk W test for normal data
   Variable |   Obs       W          V        z      Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
 e_lntfp2011 |    600    0.99242      3.008     2.669
0.00381
(50 missing values generated)
```

Shapiro-Wilk W test for normal data
Variable | Obs W V z Prob>z
----------+----------
e_lntfp2012 | 600 0.99242 3.008 2.669 0.00381

Phụ lục 2: Ước lượng mô hình hồi quy không điều kiện theo phương pháp tiếp cận số liệu chéo theo phương pháp OLS

Cho chuỗi TFPm

. reg denta_pm ln_TFPm0
Source SS d MS Number of obs= 468
F(1, 466) = 30.72
Model .104128399 1 .104128399
Prob > F = 0.0000
Residual 1.57951195 466 .003389511
R-squared = 0.0618
Adj R-squared = 0.0598
Total 1.68364034 467 .003605226
Root MSE = .05822
denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]

ln_pm0 -.0137577 .0024822 -5.54 0.000 -.0186353 -.0088801
_cons .1221922 .0080804 15.12 0.000 .1063136 .1380707
. est store re

Kiểm định hệ số beta=0

. test ln_pm0=0
(1) ln_pm0 = 0
F(1, 466) = 30.72
Prob > F = 0.0000

. ***Kiểm định chỉ định mô hình**

. linktest
Source SS df MS Number of obs= 468
F(2, 465) = 36.73
Model .229691375 2 .114845688
Prob > F = 0.0000
Residual 1.45394897 465 .003126772
R-squared = 0.1364
Adj R-squared = 0.1327
Total 1.68364034 467 .003605226
Root MSE = .05592
denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]
_hat -7.994967 1.429978 -5.59 0.000 -10.80499 -5.184948
_hatsq 59.6833 9.418248 6.34 0.000 41.175778.1909
_cons .3243657 .0530914 6.11 0.000 .2200369 .4286946

. ***Kiểm định đa cộng tuyến**

. vif
Variable VIF 1/VIF
ln_pm0 1.00 1.000000
Mean VIF 1.00

. ***Kiểm định phương sai sai số thay đổi**

. estat hettest
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of denta_pm
chi2(1) = 7.51
Prob > chi2 = 0.0689

Phụ lục 3: Ước lượng mô hình hội tụ có điều kiện theo số liệu chéo

Ước lượng cho chuỗi TFPm

. reg denta_TFPm ln_TFPm0 fs0 Lc0 Kl0 Vng0 fs1 Lc1 Kl1 Vng1 fs2 Lc2 Kl2 Vng2 fs3 Lc3 Kl3 Vng3 fs4 Lc4 Kl4 Vng4 fs5 Lc5 Kl5 Vng5 fs6 Lc6 Kl6 Vng6 fs7 Lc7 Kl7 Vng7 fs7 Lc8 Kl8 Vng8 fs9 Lc9 Kl9 Vng9 fs10 Lc10 Kl10 Vng10 fs11 Lc11 Kl11 Vng11 fs12 Lc12 Kl12 Vng12
Source SS df MS
Number of obs = 468
F(53, 413) = 5.72
Model .712578289 53 .013444873
Prob > F = 0.0000
Residual .970978566 413 .002351038
R-squared = 0.4233
Adj R-squared = 0.3492
Total 1.68355685 466 .003612783
Root MSE = .04849
denta_TFPm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]
Ln_TFPm0 -.0350962 .0032247 -10.88 0.000 -.041435 -.0287573
fs0 -21.44694 10.73539 -2.00 0.046 -42.54976 -.3441177
Lc0 -.0009666 .0006102 -1.58 0.114 -.0021661 .0002328
Kl0 3.62e-07 .0000352 0.01 0.992 -.0000689 .0000696
Vng0 .0339549 .0148633 2.28 0.023 .0047377 .0631721
fs1 38.12338 27.70252 1.38 0.170 -16.33215 92.5789
Lc1 -.0000578 .0005737 -0.10 0.920 -.0011855 .00107

Kl1 .000076 .0000333 2.28 0.023 .0000105 .0001416
Vng1 .0033791 .0036453 0.93 0.354 -.0037865 .0105447
fs2 -59.74554 38.0686 -1.57 0.117 -134.5779 15.08684
Lc2 .0008008 .000708 1.13 0.259 -.0005909 .0021925
Kl2 -.0000511 .0000321 -1.59 0.112 -.0001142 .0000119
Vng2 .0391091 .0116483 3.36 0.001 .0162117 .0620065
fs3 71.32204 42.17998 1.69 0.092 -11.59218 154.2363
Lc3 -.0020044 .0006533 -3.07 0.002 -.0032886 -.0007203
Kl3 .0000268 .0000291 0.92 0.359 -.0000305 .0000841
Vng3 -.0006891 .0019434 -0.35 0.723 -.0045092 .003131
fs4 -18.88649 55.61975 -0.34 0.734 -128.2196 90.44663
Lc4 .0010787 .0005014 2.15 0.032 .0000932 .0020643
Kl4 -.0000172 .0000337 -0.51 0.610 -.0000835 .000049
Vng4 -.0009555 .012643 -0.08 0.940 -.0258082 .0238972
fs5 -6.83513 34.4239 -0.20 0.843 -74.50304 60.83278
Lc5 .0001621 .0005299 0.31 0.760 -.0008796 .0012038
Kl5 -.0000168 .0000298 -0.57 0.572 -.0000754 .0000417
Vng5 -.0047193 .0037835 -1.25 0.213 -.0121565 .0027179
fs6 70.15785 28.35142 2.47 0.014 14.42677 125.8889
Lc6 .0000913 .000284 0.32 0.748 -.0004669 .0006494
Kl6 -.00003 .0000226 -1.33 0.185 -.0000743 .0000144
Vng6 .0237558 .0146421 1.62 0.105 -.0050264 .0525381
fs7 -57.0393 31.7856 -1.79 0.073 -119.521 5.442424
Lc7 .000077 .0003196 0.24 0.810 -.0005513 .0007053
Kl7 -.0000156 .0000206 -0.76 0.449 -.0000561 .0000249
Vng7 .0075563 .0082044 0.92 0.358 -.0085712 .0236838
fs8 -27.35928 33.12081 -0.83 0.409 -92.46568 37.74712
Lc8 .0005665 .0002965 1.91 0.057 -.0000164 .0011494
Kl8 -.0000244 .0000183 -1.33 0.183 -.0000603 .0000116
Vng8 -.0158247 .0145084 -1.09 0.276 -.0443443 .0126949
fs9 153.9758 39.79427 3.87 0.000 75.75124 232.2004
Lc9 .0001229 .0002173 0.57 0.572 -.0003042 .0005499
Kl9 5.80e-06 .0000161 0.36 0.719 -.0000259 .0000375
Vng9 -.0060582 .0136146 -0.44 0.657 -.0328207 .0207042
fs10 -112.671 55.98308 -2.01 0.045 -222.7184 -2.62371
Lc10 .0001625 .0001998 0.81 0.416 -.0002302 .0005553
Kl10 8.64e-06 7.34e-06 1.18 0.240 -5.79e-06 .0000231
Vng10 -.0139141 .0104518 -1.33 0.184 -.0344594 .0066313
fs11 -55.90863 50.09957 -1.12 0.265 -154.3906 42.57333
Lc11 -.0002154 .0001791 -1.20 0.230 -.0005676 .0001367
Kl11 -3.28e-06 7.47e-06 -0.44 0.661 -.000018 .0000114
Vng11 -.0103006 .0149858 -0.69 0.492 -.0397586 .0191574
fs12 16.6066 23.34546 0.71 0.477 -29.28415 62.49735
Lc12 .0010291 .0001451 7.09 0.000 .000744 .0013143
Kl12 .0000109 7.93e-06 1.37 0.171 -4.72e-06 .0000265
Vng12 -.0345525 .0117065 -2.95 0.003 -.0575642 -.0115408
_cons .1389915 .0087613 15.86 0.000 .1217692 .1562137

*** Các kiểm định**

****kiểm định beta=0***

. test ln_pm0=0
(1) ln_pm0 = 0
F(1, 413) = 118.45
Prob > F = 0.0000

***Kiểm định chỉ định mô hình**

. linktest

Source SS df MS

Number of obs = 468

F(2, 465) = 170.35

Model .712787054 2 .356393527

Prob > F = 0.0000

Residual .9707698 464 .002092176

R-squared = 0.4234

Adj R-squared = 0.4209

Total 1.68355685 466 .003612783

Root MSE = .04574

denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]

_hat .962505 .1304813 7.38 0.000 .7060976 1.218912

_hatsq .2104944 .6663653 0.32 0.752 -1.098973 1.519962

_cons .001331 .006403 0.21 0.835 -.0112515 .0139136

***Kiểm định phương sai sai số thay đổi**

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of denta_pm

chi2(1) = 0.10

Prob > chi2 = 0.7565

Phụ lục 4: Ước lượng không điều kiện số liệu chéo mẫu các doanh nghiệp nội địa

***Kiểm tra số liệu trược khi chạy**

. sum denta_pm

Variable Obs Mean Std. Dev. Min Max

denta_pm 334 .0397978 .1199385 -.2889462 .4332572

. *Ước lượng theo phương pháp OLS

. reg denta_TFPm ln_TFPm0

Source SS df MS

Number of obs = 334

F(1, 332) = 430.92

Model 2.70569516 1 2.70569516

Prob > F = 0.0000

Residual 2.08459372 332 .006278897

R-squared = 0.5648

Adj R-squared = 0.5635

Total 4.79028888 333 .014385252

Root MSE = .07924

denta_TFPm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]

ln_TFPm0 -.0788962 .0038007 -20.76 0.000 -.0863726 -.0714198

_cons .2941411 .012997 22.63 0.000 .2685743 .3197079

. est store re

***Kiểm tra hệ số beta=0**

. test ln_pm0=0

(1) ln_pm0 = 0

F(1, 332) = 430.92

Prob > F = 0.0000

***Kiểm định mô hình**

. linktest

Source SS df MS

Number of obs = 334

F(2, 331) = 214.93

Model 2.70634854 2 1.35317427

Prob > F = 0.0000

Residual 2.08394033 331 .006295892

R-squared = 0.5650

Adj R-squared = 0.5623

Total 4.79028888 333 .014385252

Root MSE = .07935

denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]

_hat 1.005563 .051236 19.63 0.000 .9047741 1.106352

_hatsq -.1468039 .4556998 -0.32 0.748 -1.043237 .7496289

_cons .0012004 .0060348 0.20 0.842 -.0106711 .0130718

. *Kiểm tra đa cộng tuyến

. vif

Variable VIF 1/VIF

ln_pm0 1.00 1.000000

Mean VIF 1.00

. *Kiểm tra phương sai sai số thay đổi

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of denta_pm

chi2(1) = 0.00

Prob > chi2 = 0.9953

Phụ lục 5: ước lượng có điều kiện theo phương pháp số liệu chéo mẫu nội địa

****ước lượng cho chuỗi TFPm***

. reg denta_pm ln_pm0 fs0 Lc0 Kl0 Vng0 fs1 Lc1 Kl1 Vng1 fs2 Lc2 Kl2 Vng2 fs3 Lc3 Kl3 Vng3 fs4 Lc4 Kl4 Vng4 fs5 Lc5 Kl5 Vng5 fs6 Lc6 Kl6 Vng6 fs7 Lc7 Kl7 Vng7 fs8 Lc8 Kl8

Vng8 fs9 Lc9 Kl9 Vng9 fs10 Lc10 Kl10 Vng10 fs11 Lc11 Kl11 Vng11 fs12 Lc12 Kl12 Vng12

Source SS df MS Number of obs = 326

F(53, 272) = 19.65

Model 3.73849278 53 .0705376 Prob > F = 0.0000

Residual .976190482 272 .003588936 R-squared = 0.7929

Adj R-squared = 0.7526

Total 4.71468326 325 .014506718 Root MSE = .05991

denta_TFPm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]

ln_TFPm0 -.0705105 .0046005 -15.33 0.000 -.0795676 -.0614534

fs0 -2.028888 12.79816 -0.16 0.874 -27.22494 23.16716

Lc0 -.0012695 .0008653 -1.47 0.143 -.0029731 .000434

Kl0 .0000833 .0000518 1.61 0.109 -.0000186 .0001852

Vng0 .0260658 .0205883 1.27 0.207 -.0144669 .0665985

fs1 -3.99002 31.21511 -0.13 0.898 -65.44395 57.46391

Lc1 .0013494 .0007503 1.80 0.073 -.0001277 .0028264

Kl1 -.0000357 .0000653 -0.55 0.584 -.0001642 .0000928

Vng1 .0079342 .0123492 0.64 0.521 -.0163781 .0322464

fs2 -2.972072 42.85693 -0.07 0.945 -87.34554 81.4014

Lc2 -.001369 .0009858 -1.39 0.166 -.0033097 .0005717

Kl2 -.0000139 .0000578 -0.24 0.811 -.0001278 .0001

Vng2 .0057631 .0158668 0.36 0.717 -.0254743 .0370004

fs3 -14.08378 39.95879 -0.35 0.725 -92.75161 64.58405

Lc3 .0003795 .0008581 0.44 0.659 -.0013099 .0020689

Kl3 -.0000115 .0000494 -0.23 0.817 -.0001088 .0000859

Vng3 -.0046994 .0027004 -1.74 0.083 -.0100157 .0006169

fs4 -2.45932 35.49484 -0.07 0.945 -72.33886 67.42022

Lc4 .0007802 .0007763 1.00 0.316 -.0007482 .0023086

Kl4 5.71e-07 .0000671 0.01 0.993 -.0001315 .0001326

Vng4 .0009865 .0260836 0.04 0.970 -.0503649 .0523378

fs5 52.93155 33.86745 1.56 0.119 -13.74411 119.6072

Lc5 -.0014257 .0007873 -1.81 0.071 -.0029756 .0001243

Kl5 -.0000136 .0000501 -0.27 0.787 -.0001121 .000085

Vng5 .0012975 .0071703 0.18 0.857 -.0128188 .0154138

fs6 -.2050926 29.68048 -0.01 0.994 -58.63776 58.22757

Lc6 .0001166 .0003721 0.31 0.754 -.000616 .0008492

Kl6 .0000235 .0000407 0.58 0.564 -.0000567 .0001037

Vng6 .0256696 .0203557 1.26 0.208 -.0144051 .0657444

fs7 -24.30211 26.23376 -0.93 0.355 -75.94914 27.34493

Lc7 .0001853 .0004348 0.43 0.670 -.0006708 .0010413

Kl7 .0000239 .000028 0.85 0.394 -.0000312 .000079

Vng7 .0077006 .0098935 0.78 0.437 -.011777 .0271781

fs8 -1.946994 20.59527 -0.09 0.925 -42.4934 38.59941

Lc8 .0002949 .0003162 0.93 0.352 -.0003276 .0009174

Kl8 -.0000332 .0000303 -1.09 0.275 -.0000928 .0000265

Vng8-.0409044 .0201968 -2.03 0.044 -.0806663 -.0011424

fs9 1.035372 24.06897 0.04 0.966 -46.34978 48.42053

Lc9 -.0000257 .0002561 -0.10 0.920 -.0005299 .0004784

Kl9 .0000201 .0000257 0.78 0.436 -.0000306 .0000707

Vng9 -.009802 .0136385 -0.72 0.473 -.0366523 .0170484

fs10 12.03674 6.506966 1.85 0.065 -.7736816 24.84716

Lc10 .0004181 .0002298 1.82 0.070 -.0000344 .0008706

Kl10 -.0000119 7.94e-06 -1.50 0.136 -
.0000275 3.75e-06
Vng10 -.0209624 .0198965 -1.05 0.293 -
.0601332 .0182083
fs11 -23.09311 6.919819 -3.34 0.001 -
36.71632 -9.469895
Lc11 .0001879 .0002143 0.88 0.381 -
.0002341 .0006099
Kl11 5.44e-06 6.39e-06 0.85 0.395 -7.14e-06
.000018
Vng11 .0155679 .0216187 0.72 0.472 -
.0269934 .0581292
fs12 -4.409616 4.329841 -1.02 0.309 -
12.93388 4.114645
Lc12 .002219 .0002026 10.95 0.000
.0018201 .0026178
Kl12 -8.14e-06 5.42e-06 -1.50 0.134 -
.0000188 2.53e-06
Vng12 .0202285 .0154138 1.31 0.191 -
.010117 .050574
_cons .1836623 .0172259 10.66 0.000
.1497491 .2175754

***Các kiểm định**

. *Kiểm định hệ số beta=0

. test ln_pm0=0
(1) ln_pm0 = 0
F(1, 272) = 234.91
Prob > F = 0.0000

. *Kiểm định chỉ định mô hình

. linktest
Source SS df MS
Number of obs = 326
F(2, 323) = 619.14
Model 3.73929624 2 1.86964812
Prob > F = 0.0000
Residual .975387019 323 .003019774
R-squared = 0.7931
Adj R-squared = 0.7918
Total 4.71468326 325 .014506718
Root MSE = .05495
denta_TFPm Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
_hat 1.005996 .0307062 32.76 0.000
.9455865 1.066405
_hatsq -.0833507 .1615895 -0.52 0.606 -
.4012516 .2345501
_cons .0008487 .0036311 0.23 0.815 -
.0062949 .0079923

***Kiểm định phương sai sai số thay đổi**

. estat hettest
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for
heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of denta_pm
chi2(1) = 6.23
Prob > chi2 = 0.0125

Phụ lục 6: Ước lượng mô hình hội tụ có điều kiện có tác động của lan tỏa công nghệ theo số liệu chéo

****Ước lượng cho chuỗi TFPm***

. reg denta_pm ln_pm0 Lhpm0 Lhpm1 Lhpm2
Lhpm3 Lhpm4 Lhpm5 Lhpm6 Lhpm7 Lhpm8 Lhpm9
Lhpm10 Lhpm11 Lhpm12
Source SS df MS
Number of obs = 468
F(14, 453) = 3.97
Model .184215787 14 .013158271
Prob > F = 0.0000
Residual 1.5003891 453 .003312117
R-squared = 0.1094
Adj R-squared = 0.0818
Total 1.68460489 467 .003607291
Root MSE = .05755
denta_TFPm Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
ln_TFPm0 -.0175568 .0028141-6.24 0.000 -
.0230871 -.0120264
Lhpm0 -5.196979 3.625739 -1.43 0.152 -
12.32233 1.928376
Lhpm1 2.391279 2.887591 0.83 0.408 -
3.283457 8.066016
Lhpm2 -1.422499 3.543155 -0.40 0.688 -
8.38556 5.540562
Lhpm3 -.4326982 4.22467 -0.10 0.918 -
8.73508 7.869684
Lhpm4 2.040055 2.678358 0.76 0.447 -
3.223492 7.303603
Lhpm5 -4.231857 3.802469 -1.11 0.266 -
11.70452 3.24081
Lhpm6 4.622175 2.874203 1.61 0.108 -
1.02625 10.2706
Lhpm7 -.4555011 2.580935 -0.18 0.860 -
5.527593 4.61659
Lhpm8 2.121187 2.238516 0.95 0.344 -
2.277977 6.520352
Lhpm9 -1.21266 1.566874 -0.77 0.439 -
4.291903 1.866583
Lhpm10 4.533917 3.456063 1.31 0.190 -
2.257988 11.32582
Lhpm11 1.156229 3.105795 0.37 0.710 -
4.947325 7.259783

Lhpm12 -2.820449 2.934217 -0.96 0.337 -
8.586816 2.945917
_cons .131158 .0087441 15.00 0.000
.1139741 .148342

. Các kiểm định mô hình

***Kiểm định hệ số beta=0**

. test ln_pm0=0
(1) ln_pm0 = 0
F(1, 453) = 38.92
Prob > F = 0.0000

. *Kiểm định chỉ định mô hình

. linktest
Source SS df MS
Number of obs = 468
F(2, 465) = 39.97
Model .247140468 2 .123570234
Prob > F = 0.0000
Residual 1.43746442 465 .003091321
R-squared = 0.1467
Adj R-squared = 0.1430
Total 1.68460489 467 .003607291
Root MSE = .0556
denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
_hat -1.566734 .5834707 -2.69 0.008 -2.7133
-.4201686
_hatsq 16.81985 3.728068 4.51 0.000
9.493907 24.1458
_cons .0910913 .0228297 3.99 0.000
.0462292 .1359535

. *Kiểm định phương sai sai số thay đổi

. estat hettest
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for
heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of denta_pm
chi2(1) = 6.13
Prob > chi2 = 0.0133

Phụ lục 7: Hội tụ không điều kiện với phương pháp tiếp cận số liệu mảng

***Kiểm tra số liệu**

. xtset id year
panel variable: iddn (strongly balanced)
time variable: year, 2000 to 2012
delta: 1 unit
. xtsum Denta_pm Denta_pi
Variable Mean Std. Dev. Min Max
Observations
Denta_pm overall .0798328 .4772825 -9.274813
5.02025
N = 6084
between .0600607 -.1302619 .3283547
n = 468
within .473496 -9.154256 5.140807
T = 13
Denta_pi overall .0808411 .4780142 -9.296844
5.019809 N = 6084
between .0597583 -.1325616 .3253119
n = 468
within .4742716 -9.17535 5.141303
T = 13

. *Ước lượng theo phương pháp OLS

. *xtset id year
. reg Denta_pi L.ln_pi
Source SS df MS
Number of obs = 5616
F(1, 5614) = 243.20
Model 57.5760329 1 57.5760329
Prob > F = 0.0000
Residual 1329.0612 5614 .236740506
R-squared = 0.0415
Adj R-squared = 0.0414
Total 1386.63724 5615 .246952313
Root MSE = .48656
Denta_pi Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
ln_pi
L1. -.0879478 .0056395 -15.59 0.000 -
.0990034 -.0768922
_cons .3953222 .0207742 19.03 0.000
.3545967 .4360477

. *Ước lượng theo phương pháp FE

. xtset id year
panel variable: iddn (strongly balanced)
time variable: year, 2000 to 2012
delta: 1 unit
xtreg Denta_pi L.ln_pi,fe `Denta_pi'
Fixed-effects (within) regression
Number of obs = 5616
Group variable: iddn
Number of groups = 468
R-sq: within = 0.2177
Obs per group: min = 12
between = 0.0147 avg = 12.0
overall = 0.0415 max = 12
F(1,5147) = 1432.30
corr(u_i, Xb) = -0.8731 Prob > F = 0.0000
Denta_pi Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
ln_pi

L1. -.4243095 .0112115 -37.85 0.000 -
.4462889 -.4023301
_cons 1.572308 .0396985 39.61 0.000
1.494482 1.650134
sigma_u .44401908
sigma_e .45517877
rho .4875912 (fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(467, 5147) = 2.71 Prob
> F = 0.0000
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
chi2 (468) = 90539.41
Prob>chi2 = 0.0000
. est store fe `Denta_pi'
. *Ước lượng theo phương pháp RE
. xtset id year
panel variable: iddn (strongly balanced)
time variable: year, 2000 to 2012
delta: 1 unit
. xtreg Denta_pi L.ln_pi,re `Denta_pi'
Random-effects GLS regression
Number of obs = 5616
Group variable: iddn
Number of groups = 468
R-sq: within = 0.2177
Obs per group: min = 12
between = 0.0147 avg = 12.0
overall = 0.0415 max = 12
Wald chi2(1) = 243.20
corr(u_i, X) = 0 (assumed)Prob > chi2 = 0.0000
Denta_pi Coef. Std. Err. z P>z [95%
Conf. Interval]
ln_pi
L1. -.0879478 .0056395 -15.59 0.000 -
.099001 -.0768946
_cons .3953222 .0207742 19.03 0.000
.3546054 .4360389
sigma_u 0
sigma_e .45517877
rho 0 (fraction of variance due to u_i)
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for
random effects
Denta_pi[iddn,t] = Xb + u[iddn] + e[iddn,t]
Estimated results:
Var sd = sqrt(Var)
---------+----------
Denta_pi .2469523 .496943
e .2071877 .4551788
u 0 0
Test: Var(u) = 0
chibar2(01) = 0.00
Prob > chibar2 = 1.0000
. est store re
. *kiểm định lựa chọn mô hình
. hausman fe`Denta_pi' re`Denta_pi'
---- Coefficients ----
(b) (B) (b-B) sqrt(diag(V_b-V_B))
fe re Difference S.E.
L.ln_pi -.4243095 -.0879478 -.3363617
.0096899
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho;
obtained from xtreg
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 1204.96
Prob>chi2 = 0.0000
. *Khac phuc HAC cho mo hinh `var'"
. xtregar Denta_TFPi L.ln_TFPi , fe
FE (within) regression with AR(1) disturbances
Number of obs = 5148
Group variable: iddn
Number of groups = 468
R-sq: within = 0.2671
Obs per group: min = 11
between = 0.0014 avg = 11.0
overall = 0.0445 max = 11
F(1,4679) = 1704.88
corr(u_i, Xb) = -0.8843 Pro = 0.0000
Denta_TFPi Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
ln_TFPi -.5222611 .0126486 -41.29 0.000 -
.5470583 -.497464
_cons 1.6587 .0418523 39.63 0.000
1.576649 1.74075
rho_ar -.07919014
sigma_u .54275147
sigma_e .45333817
rho_fov .5890468 (fraction of variance because of
u_i)
F test that all u_i=0: F(467,4679) = 3.11
Prob > F = 0.0000
. est store hac`Denta_pi'

Phụ lục 8: Hội tụ có điều kiện với phương pháp số liệu mảng

Ước lượng cho chuỗi TFPcs

. *Ước lượng theo phương pháp OLS

. *xtset id year

```
. reg Denta_cs L.lnTFPCS back sback for hor
Source       SS       df       MS
  Number of obs =    5148
F(  5,  5142) =  136.02
Model   169.879926     5  33.9759851
Prob > F      =  0.0000
Residual    1284.4444  5142   .24979471
R-squared     =  0.1168
Adj R-squared =  0.1160
Total   1454.32432  5147  .282557669
Root MSE      =  .49979
Denta_TFPcs    Coef.   Std. Err.      t    P>t     [95%
Conf. Interval]
lnTFPCS -.2324506 .0089439 -25.99 0.000  -
.2499845   -.2149167

back    24.77631  2.295411    10.79   0.000
20.27633    29.27629
sback -52.92296  4.509615   -11.74   0.000    -
61.76372    -44.0822
for   -19.71569   1.616052   -12.20   0.000    -
22.88384   -16.54754
hor    1.463125   3.731868     0.39   0.695    -5.852924
8.779175
_cons  .8714304  .0308652    28.23   0.000
.8109216    .9319393
```

**** ước lượng theo phương pháp FE***

```
. xtset id year
panel variable:  iddn (strongly balanced)
time variable:  year, 2001 to 2012
delta:  1 unit
. xtreg Denta_cs L.lnTFPCS back sback for hor,fe
`Denta_cs'
Fixed-effects (within) regression
Number of obs      =      5148
Group variable: iddn
   Number of groups   =     468
R-sq:  within  = 0.2757
 Obs per group: min =        11
between = 0.0127                    avg =      11.0
overall = 0.1150                     max =     11
F(5,4675)          =    355.93
corr(u_i, Xb)  = -0.7127 Prob > F=    0.0000
Denta_cs       Coef.   Std. Err.      t    P>t     [95%
Conf. Interval]
lnTFPCS -.5189226. 0123181 -42.13 0.000  -
.5430718   -.4947734
back    57.37662   2.527724    22.70  0.000
52.42109    62.33215
sback   -132.5913   5.295697 -25.04  0.000   -
142.9733   -122.2092
for   -44.22566   1.707722   -25.90   0.000    -47.5736
-40.87772
hor    24.71575   5.536978     4.46   0.000     13.86067
35.57084
_cons    1.683218   .0386796    43.52  0.000
1.607387    1.759048
sigma_u    .3190404
sigma_e   .46931445
rho   .31606597   (fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0:     F(467, 4675) =     2.48     Prob
> F = 0.0000
 xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
chi2 (468)  =  94912.05
Prob>chi2 =      0.0000
. est store fe `Denta_cs'
```

****ước lượng theo phương pháp RE***

```
. xtset id year
panel variable:  iddn (strongly balanced)
time variable:  year, 2001 to 2012
delta:  1 unit
. xtreg Denta_cs L.lnTFPCS back sback for hor,re
`Denta_cs'
Random-effects GLS regression
Number of obs      =      5148
Group variable: iddn
Number of groups   =       468
R-sq:  within  = 0.2717
Obs per group: min =        11
between = 0.0128                    avg =      11.0
overall = 0.1168                     max =    11
Wald chi2(5)       =    680.08
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)    Prob > chi2 =  0.0000
Denta_cs       Coef.   Std. Err.      z    P>z     [95%
Conf. Interval]
lnTFPCS -.2324506 .0089439  -25.99 0.000 -
.2499803   -.2149208
back   24.77631   2.295411    10.79   0.000
20.27739    29.27523
sback -52.92296  4.509615  -11.74   0.000    -
61.76164   -44.08428
for   -19.71569   1.616052   -12.20   0.000    -
22.88309   -16.54828
hor    1.463125   3.731868     0.39   0.695    -5.851202
8.777453
```

_cons .8714304 .0308652 28.23 0.000
.8109358 .9319251
sigma_u 0
sigma_e .46931445
rho 0 (fraction of variance due to u_i)
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
Denta_cs[iddn,t] = Xb + u[iddn] + e[iddn,t]
Estimated results:
Var sd = sqrt(Var)
---------+----------
Denta_cs .2825577 .5315615
e .220256 .4693144
u 0 0
Test: Var(u) = 0
chibar2(01) = 0.00
Prob > chibar2 = 1.0000
. est store re
***Kiểm định lựa chọn mô hình**
. hausman fe`Denta_cs' re`Denta_cs'
---- Coefficients ----
(b) (B) (b-B) sqrt(diag(V_b-V_B))
fe re Difference S.E.
.lnTFPCS -.5189226 -.2324506 -.286472
.00847
back 57.37662 24.77631 32.60031
1.058526
sback -132.5913 -52.92296 -79.66832
2.776289
for -44.22566 -19.71569 -24.50997
.5519864
hor 24.71575 1.463125 23.25263
4.090389
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 1144.18
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)
. ***Khac phuc HAC cho mo hinh `var'"**
. xtregar Denta_cs L.lnTFPCS back sback for hor, fe
FE (within) regression with AR(1) disturbances
Number of obs = 4680
Group variable: iddn
Number of groups = 468
R-sq: within = 0.3401
Obs per group: min = 10
between = 0.0047 avg = 10.0
overall = 0.1263 max = 10
F(5,4207) = 433.64
corr(u_i, Xb) = -0.7381 Prob > F
= 0.0000
Denta_cs Coef. Std. Err. t P>t [95%
Conf. Interval]
lnTFPCS -.6099785 .0131448 -46.40 0.000 -
.6357493 -.5842078
back 82.14385 3.01385 27.26 0.000
76.23512 88.05259
sback -200.7308 7.128744 -28.16 0.000 -
214.7069 -186.7547
for -55.27856 1.801909 -30.68 0.000 -
58.81125 -51.74586
hor 28.63217 6.121133 4.68 0.000 16.63152
40.63282
_cons 1.953048 .0444431 43.94 0.000
1.865916 2.04018
rho_ar -.0348511
sigma_u .38031599
sigma_e .44836901
rho_fov .41842842 (fraction of variance because of u_i)
F test that all u_i=0: F(467,4207) = 3.09
Prob > F = 0.0000
. est store hac`Denta_cs'

Phụ lục 9: Hội tụ có điều kiện với tác động của lan tỏa công nghệ với số liệu mảng
Ước lượng cho chuỗi TFPm
. *kiem tra so lieu truoc khi chay
. xtset id year
panel variable: iddn (strongly balanced)
time variable: year, 2000 to 2012
delta: 1 unit
. xtsum Denta_pm
Variable Mean Std. Dev. Min Max
Observations
Denta_pm overall .0798328 .4772825 -9.274813
5.02025 N = 6084
between.0600607 -.1302619 .3283547 n = 468
within .473496 -9.154256 5.140807 T = 13
***ước lượng theo phương pháp OLS**
. *xtset id year
. reg Denta_pm L.ln_pm Lhpm
Source SS df MS Number of obs
= 5616
F(2, 5613) = 153.75
Model 71.8045249 2 35.9022624

Prob > F = 0.0000
Residual 1310.66312 5613 .233504921
R-squared = 0.0519
Adj R-squared = 0.0516
Total 1382.46765 5615 .246209732
Root MSE = .48322
Denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]
ln_TFPm -.1055745 .0060355 -17.49 0.000 -.1174065 -.0937425
Lhpm 8.137378 9429984 8.63 0.000 6.288736 9.986019
_cons .4491918 .0218525 20.56 0.000 .4063525 .4920312

. *ước lượng theo phuong pháp FE

. xtset id year
panel variable: iddn (strongly balanced)
time variable: year, 2000 to 2012
delta: 1 unit
. xtreg Denta_pm L.ln_pm Lhpm,fe `Denta_pm'
Fixed-effects (within) regression
Number of obs = 5616
Group variable: iddn
Number of groups = 468
R-sq: within = 0.2265
Obs per group: min = 12
between = 0.0139 avg = 12.0
overall = 0.0491 max = 12
F(2,5146) = 753.53
corr(u_i, Xb) = -0.8569 Prob > F = 0.0000
Denta_pm Coef. Std. Err. t P>t [95% Conf. Interval]
ln_TFPm -.434054 .0112202 -38.69 0.000 -.4560504 -.4120577
Lhpm 18.87949 2.987968 6.32 0.000 13.02181 24.73718
_cons 1.601417 .0403163 39.72 0.000 1.52238 1.680454
sigma_u .42082283
sigma_e .45191619
rho .46441783 (fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(467, 5146) = 2.72
Prob > F = 0.0000
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
chi2 (468) = 85796.53
Prob>chi2 = 0.0000
. est store fe `Denta_pm'
.

***Kiểm tra tự tương quan của mô hình**

. *xtserial Denta_cs L.lnTFPCS
. *hoi tu co dieu kien theo Đa chi so theo phuong pháp RE
. xtset id year
panel variable: iddn (strongly balanced)
time variable: year, 2000 to 2012
delta: 1 unit
. xtreg Denta_pm L.ln_pm Lhpm,re `Denta_pm'
Random-effects GLS regression
Number of obs = 5616
Group variable: iddn
Number of groups = 468
R-sq: within = 0.2231
Obs per group: min = 12
between = 0.0118 avg = 12.0
overall = 0.0519 max 12
Wald chi2(2) = 307.51
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000
Denta_pm Coef. Std. Err. z P>z [95% Conf. Interval]
ln_TFPm -.1055745 .0060355 -17.49 0.000 -.117404 -.0937451
Lhpm 8.137378 .9429984 8.63 0.000 6.289135 9.985621
_cons .4491918 .0218525 20.56 0.000 .4063617 .492022
sigma_u 0
sigma_e .45191619
rho 0 (fraction of variance due to u_i)
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
Denta_pm[iddn,t] = Xb + u[iddn] + e[iddn,t]
Estimated results:
Var sd = sqrt(Var)
---------+----------
Denta_pm .2462097 .4961953
e .2042282 .4519162
u 0 0
Test: Var(u) = 0
chibar2(01) = 0.00
Prob > chibar2 = 1.0000
. est store re

. *Kiểm định lựa chọn mô hình

. hausman fe`Denta_pm' re`Denta_pm'
---- Coefficients ----
(b) (B) (b-B) sqrt(diag(V_b-V_B))
fe re Difference S.E.
L.ln_pm -.434054 -.1055745 -.3284795 .0094586

```
Lhpm     18.87949     8.137378        10.74212
2.835261
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho;
obtained from xtreg
Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
=     1218.24
Prob>chi2 =      0.0000
```
. *Khac phuc HAC cho mô hình
```
.        xtregar Denta_pm L.ln_pm Lhpm, fe
FE (within) regression with AR(1) disturbances
Number of obs      =      5148
Group variable: iddn
Number of groups   =       468
R-sq:  within  = 0.2695
Obs per group: min =       11
between = 0.0010                          avg =      11.0
overall = 0.0530                          max =        11
F(2,4678)          =    862.72
corr(u_i, Xb)  = -0.8682          Prob > F     =    0.0000
Denta_pm      Coef.   Std. Err.      t    P>t     [95%
Conf. Interval]
ln_TFPm -.5170826  .0125112 -41.33 0.000 -
.5416105   -.4925548
Lhpm    23.47837   3.322529     7.07   0.000
16.96465    29.99209
_cons     1.69216   .0427803    39.55   0.000
1.60829    1.776029
rho_ar  -.06228514
sigma_u   .49630084
sigma_e   .44871431
rho_fov   .55022795   (fraction of variance because of
u_i)
F test that all u_i=0:     F(467,4678) =  3.02
Prob > F = 0.0000
 est store hac`Denta_pm'
```

Phụ lục 10: Chương trình chạy mô hình xích Markov

```
clc;
clear all;
%% Mo flle so lieu tinh toan
disp('CHUONG TRINH GIAI BAI TOAN Xich Markov');
    A=xlsread('mtA.tiso.xlsx');
    TFP=xlsread('mtTFP.tiso.xlsx');
 ClassNumber = length(A);
[t,n] = size(TFP);
%% Xep cac doanh nghiep vao cac lop
Class = zeros(t,n);
for k = 1:t
for h = 1:n
for l = 1:ClassNumber
if ((TFP(k,h) >= A(l,1)) && (TFP(k,h) <= A(l,2)))
                Class(k,h) = l;
end
end
end
end
%% So doanh nghiep chuyen tu lop i sang lop j tai thoi
diem t
Nij = zeros(ClassNumber,ClassNumber,t-1);
for k = 2:t
%k = 2;
for h = 1:n
for l = 1:ClassNumber
for q = 1:ClassNumber
if ((Class(k-1,h) == l) && (Class(k,h) == q))
                    Nij(l,q,k-1) = Nij(l,q,k-1) + 1;
end
end
end
end
end
%% So doanh nghiep o moi lop trong cac thoi diem khac nhau
Ni = zeros(t,ClassNumber);
a.txt', 'PP','-ascii');
for k = 1:t
for h =1:n
for l = 1:ClassNumber
if (Class(k,h) == l)
                Ni(k,l) = Ni(k,l) + 1;
end
end
end
end
%% Xac xuat chuyen tu i sang j tai thoi diem t
P = zeros(ClassNumber,ClassNumber,t-1);
for k = 1:t-1
for h = 1:ClassNumber
for l = 1:ClassNumber
if (Ni(k,h)~=0)
                P(h,l,k) = Nij(h,l,k)/Ni(k,h);
end
end
end

end
%% Xac xuat chuyen tu lop i sang lop j trong ca qua trinh
SumPijt = zeros(ClassNumber,ClassNumber);
PP = zeros(ClassNumber,ClassNumber);
for h = 1:ClassNumber
for l = 1:ClassNumber
for k = 1:t-1
            SumPijt(h,l) = SumPijt(h,l) + P(h,l,k);
end
        PP(h,l) = SumPijt(h,l)/(t-1);
end
end
%% Luu cac ket qua can thiet vao file.
save('Ketqu
```