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

PHẠM ANH TUẤN

CÁC MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG KHÔNG GIAN NGHIÊN CỨU HỘI TỤ THU NHẬP, NĂNG SUẤT VÀ VAI TRÒ LAN TỎA KHÔNG GIAN CỦA FDI

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

HÀ NỘI - 2017

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

PHẠM ANH TUẤN

CÁC MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG KHÔNG GIAN NGHIÊN CỨU HỘI TỤ THU NHẬP, NĂNG SUẤT VÀ VAI TRÒ LAN TỎA KHÔNG GIAN CỦA FDI

CHUYÊN NGÀNH: TOÁN KINH TẾ

MÃ SỐ: 62310101

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Người hướng dẫn khoa học:

GS.TS. NGUYỄN KHẮC MINH

HÀ NỘI - 2017

LỜI CAM ĐOAN

Tôi đã đọc và hiểu về các hành vi vi phạm sự trung thực trong học thuật. Tôi cam kết bằng danh dự cá nhân rằng nghiên cứu này do tôi tự thực hiện và không vi phạm yêu cầu về sự trung thực trong học thuật.

Người hướng dẫn	**Tác giả luận án**
GS.TS. Nguyễn Khắc Minh	**Phạm Anh Tuấn**

LỜI CẢM ƠN

Tác giả xin bày tỏ lòng biết ơn sâu sắc đến 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, 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 Đảng ủy, Ban Giám Đốc Học viện Quân Y, Bộ Quốc Phòng, cùng các thầy cô giáo của Bộ môn Toán – Tin, Học viện Quân Y đã tạo mọi điều kiện thuận lợi cho tôi trong quá trình học tập và nghiên cứu.

Xin chân thành cảm ơn TS. Phạm Văn Khánh, TS. Phùng Duy Quang vì những ý kiến đóng góp sâu sắc, cùng toàn thể anh em, bạn bè luôn chia sẻ và giúp đỡ tác giả trong quá trình nghiên cứu.

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

Tác giả

Phạm Anh Tuấn

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN
LỜI CẢM ƠN
MỤC LỤC
DANH MỤC CHỮ VIẾT TẮT
DANH MỤC BẢNG, BIỂU
DANH MỤC HÌNH VẼ
LỜI MỞ ĐẦU 1
CHƯƠNG 1: CƠ SỞ PHƯƠNG PHÁP LUẬN VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU 6
1.1. Cơ sở lý thuyết hội tụ 6
1.1.1. Cơ chế hội tụ của lý thuyết tăng trưởng kinh tế tân cổ điển 7
1.1.2. Mô hình tăng trưởng kinh tế và hội tụ của lý thuyết tăng trưởng hiện đại .. 12
1.1.3. Hội tụ kinh tế và hoạt động R&D của lý thuyết tăng trưởng nội sinh 17
1.1.4. FDI và tăng trưởng kinh tế 19
1.2. Các mô hình thực nghiệm 19
1.2.1. Một số khái niệm cơ bản 19
1.2.2. Một số mô hình hội tụ trong nghiên cứu 23
1.3. Kinh tế lượng không gian 24
1.3.1. Mô hình phụ thuộc không gian tuyến tính đối với số liệu chéo 24
1.3.2. Mô hình số liệu mảng không gian 29
1.3.3. Mô hình số liệu mảng không gian động 34
1.3.4. Phương pháp xác định ma trận trọng số không gian 36
1.4. Tổng quan nghiên cứu 39
1.4.1. Nghiên cứu hội tụ sử dụng hồi quy với số liệu chéo 40
1.4.2. Một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng số liệu mảng 42
1.4.3. Một số kết quả nghiên cứu kinh tế lượng không gian 43
1.4.4. Nghiên cứu trong nước về hội tụ 45
1.5. Kết luận chương 1 46
TÓM TẮT CHƯƠNG 1 47
CHƯƠNG 2: TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM VÀ TÁC ĐỘNG CỦA FDI TRONG GIAI ĐOẠN 1995-2015 48
2.1. Tăng trưởng kinh tế Việt Nam và tác động của FDI 48
2.1.1. Phân bố đầu tư nước ngoài theo các ngành kinh tế 51
2.1.2. Phân bố đầu tư nước ngoài theo vùng và tỉnh 53
2.2. Xu thế tăng trưởng kinh tế các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015 55
2.3. Xu thế TFP công nghiệp các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015 58
2.4. Kết luận chương 2 64
TÓM TẮT CHƯƠNG 2 64
CHƯƠNG 3: HỘI TỤ THU NHẬP, NĂNG SUẤT THEO CẤP TỈNH Ở VIỆT NAM .. 65
3.1. Sự phụ thuộc không gian trong nghiên cứu hội tụ 65
3.1.1. Sự phụ thuộc không gian của phương trình tăng trưởng chéo 65
3.1.2. Số liệu mảng 67
3.1.3. Sự phụ thuộc không gian trong số liệu mảng 68
3.2. Hội tụ thu nhập theo cấp tỉnh Việt Nam 69

3.2.1. Hội tụ thu nhập từ hồi quy OLS thường 69
3.2.2. Hội tụ thu nhập từ phương trình tăng trưởng chéo không gian 72
3.2.3. Hội tụ thu nhập từ phương trình tăng trưởng số liệu mảng 76
3.3. Hội tụ năng suất theo cấp tỉnh Việt Nam 81
3.3.1. Mô hình hội tụ năng suất 82
3.3.2. Số liệu và giải thích biến 83
3.3.3. Kết quả thực nghiệm từ số liệu chéo 84
3.3.4. Kết quả thực nghiệm từ số liệu mảng 85
3.4. Hội tụ năng suất cấp tỉnh và vai trò lan tỏa của FDI 88
3.4.1. Mô hình hội tụ năng suất 88
3.4.2. Dữ liệu và giải thích biến 90
3.4.3. Kết quả thực nghiệm 91
3.5. Hội tụ hiệu quả từ mô hình CCDEA cấp tỉnh Việt Nam 98
3.5.1. Mô hình CCDEA 99
3.5.2. Thực nghiệm cho các tỉnh Việt Nam 103
3.6. Kết luận chương 3 106
TÓM TẮT CHƯƠNG 3 108
CHƯƠNG 4: HỘI TỤ NĂNG SUẤT NGÀNH MAY, CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG 109
4.1. Hội tụ năng suất ngành may 109
4.1.1. Mô hình hội tụ năng suất với số liệu chéo 110
4.1.2. Mô hình hội tụ năng suất với số liệu mảng 114
4.1.3. Mô hình số liệu mảng tuyến tính động Arellano-Bond trễ không gian 116
4.1.4. Dữ liệu và giải thích biến 116
4.1.5. Kết quả thực nghiệm 120
4.2. Hội tụ năng suất ngành chế biến thực phẩm và đồ uống 128
4.2.1. Dữ liệu và giải thích biến 128
4.2.2. Kết quả thực nghiệm từ số liệu mảng 128
4.3. Kết luận chương 4 132
TÓM TẮT CHƯƠNG 4 132
CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN, KHUYẾN NGHỊ CHÍNH SÁCH VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO 133
KẾT LUẬN 133
KHUYẾN NGHỊ CHÍNH SÁCH 135
ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO 136
DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH NGHIÊN CỨU CỦA TÁC GIẢ
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

DANH MỤC CHỮ VIẾT TẮT

Tên viết tắt	Tiếng Anh	Tiếng Việt
2SLS/GMM	2-Stage least square/GMM	Mô men tổng quát bình phương nhỏ nhất hai giai đoạn
CCDEA	Chance Constrained Data Envelopment Analysis	Phân tích bao dữ liệu ràng buộc ngẫu nhiên
DEA	Data Envelopment Analysis	Phân tích bao dữ liệu
FDI	Foreign Direct Investment	Đầu tư trực tiếp nước ngoài
FE	Fixed-Effects	Tác động cố định
GDP	Gross Domestic Product	Tổng sản phẩm quốc nội
GDPP	Gross Domestic Product person	Thu nhập bình quân đầu người
GMM	General Moment of Method	Phương pháp mô men tổng quát
IV/GMM	Instrument variable /GMM	Mô men tổng quát biến công cụ
LSDV	Least square Dummy variable	Ước lượng biến giả bình phương nhỏ nhất
ML	Maximum Likelihood	Phương pháp hợp lý tối đa
MRW	Mankiw, Romer and Weil	Mankiw, Romer và Weil
OLS	Ordinary Least Square	Bình phương nhỏ nhất
QML	Quasi-Maximum Likelihood	Tựa hợp lý tối đa
R&D	Research and Development	Nghiên cứu và phát triển
RE	Random-Effects	Tác động ngẫu nhiên
SAR	Spatial autoregressive	Mô hình trễ không gian
SEM	Spatial error model	Mô hình sai số không gian
TFP	Total Factor Productivity	Năng suất nhân tố tổng hợp

DANH MỤC BẢNG, BIỂU

Bảng 1.1. Hội tụ - sử dụng kinh tế lượng không gian.....44
Bảng 2.1. FDI phân loại theo nhóm ngành trong các năm gần đây.....52
Bảng 2.2. Thống kê mô tả số liệu GDPP của Việt Nam giai đoạn 1995-2013 55
Bảng 2.4. Thống kê mô tả biến TFP công nghiệp cấp tỉnh được ước lượng từ phương pháp Levinshon-Petrin.....59
Bảng 2.5. Thống kê mô tả lnFDI thực hiện giai đoạn 1998-2015 61
Bảng 3.1. Hồi quy số liệu chéo giai đoạn 1995-2015 (Ước lượng OLS) 71
Bảng 3.2. Bảng chỉ số I-Moran và kiểm định.....74
Bảng 3.3. Kiểm định lựa chọn mô hình trễ không gian hay sai số không gian....76
Bảng 3.4. Kết quả số liệu mảng hội tụ thu nhập Việt Nam 1995-2015 78
Bảng 3.5. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc không gian từ phần mềm Stata 80
Bảng 3.5. So sánh tốc độ hội tụ và "nửa đời".....80
Bảng 3.6. Kết quả ước lượng hội tụ không điều kiện năng suất lao động_Ước lượng bằng phương pháp OLS 85
Bảng 3.7. Kiểm định phụ thuộc không gian 85
Bảng 3.8. Mô hình số liệu mảng tác động cố định 86
Bảng 3.9. Mô hình số liệu mảng trễ và Durbin không gian tác động cố định.....87
Bảng 3.10. Kết quả ước lượng hội tụ không điều kiện năng suất lao động_Ước lượng bằng phương pháp OLS 91
Bảng 3.11. Kiểm định đa cộng tuyến đối với mô hình hội tụ có điều kiện 92
Bảng 3.12. Kiểm định phụ thuộc không gian 93
Bảng 3.13. Ước lượng mô hình sai số không gian và trễ không gian.....93
Bảng 3.14. So sánh Tốc độ hội tụ và "nửa đời" 94
Bảng 3.15. Kết quả ước lượng các mô hình số liệu mảng tác động cố định và mô hình số liệu mảng tác động cố định trễ không gian 96
Bảng 3.16. Kết quả mô hình số liệu mảng tác động cố định Durbin không gian..97
Bảng 3.17. So sánh tốc độ hội tụ và "nửa đời".....98
Bảng 3.18. Kết quả hiệu quả kỹ thuật từ mô hình CCDEA 104
Bảng 3.19. Kết quả ước lượng từ ba mô hình số liệu mảng.....105
Bảng 4.1. Kết quả ước lượng TFP ngành may theo doanh nghiệp.....118
Bảng 4.2. Thống kê mô tả LnTFP ngành may.....119
Bảng 4.3. Kết quả ước lượng TFP ngành may theo tỉnh.....120
Bảng 4.4. Mô hình với số liệu mảng dưới tác động của luồng FDI 121
Bảng 4.5. Mô hình số liệu mảng hội tụ không điều kiện 122

Bảng 4.4. Mô hình số liệu mảng dưới tác động kênh lan tỏa FDI 123
Bảng 4.5. Kết quả ước lượng mô hình trễ không gian và sai số không gian cho hội tụ không điều kiện TFP 124
Bảng 4.6. Kết quả ước lượng mô hình trễ không gian và sai số không gian cho hội tụ có điều kiện TFP 125
Bảng 4.7. So sánh tốc độ hội tụ và nửa đời của các mô hình với số liệu mảng . 126
Bảng 4.8. Kết quả ước lượng từ mô hình tuyến tính động không gian 127
Bảng 4.9. Mô hình số liệu mảng hội tụ không điều kiện 129
Bảng 4.10. Hồi quy mô hình số liệu mảng tác động cố định dưới tác động các kênh lan tỏa FDI 130
Bảng 4.11. Hồi quy mô hình hội tụ không điều kiện số liệu mảng trễ không gian tác động cố định và sai số không gian tác động cố định 130
Bảng 4.12. Hồi quy mô hình số liệu mảng trễ không gian tác động cố định và sai số không gian tác động cố định 131
Bảng 4.13. Tốc độ hội tụ và nửa đời 131

DANH MỤC HÌNH VẼ

Hình 1.1. Các mô hình kinh tế lượng không gian 27
Hình 2.1: GDP bình quân đầu người Việt Nam từ năm 1995 - 2015.....49
Hình 2.2: Tỷ lệ tăng trưởng GDP bình quân đầu người Việt Nam năm 1996 - 2015...49
Hình 2.3. FDI đầu tư vào Việt Nam giai đoạn 1995-2015 50
Hình 2.4. Tăng trưởng GDP bình quân đầu người và tăng trưởng FDI giai đoạn 1996-2015 51
Hình 2.6a. Tỷ trọng FDI theo ngành lũy kế tới 2014.....52
Hình 2.6b. Phân bố đầu tư trực tiếp nước ngoài tích lũy 1988-2014 theo vùng.....54
Hình 2.7. Số dự án và số vốn điều lệ FDI tại các thành phố được nhận nhiều FDI nhất trên sáu vùng của cả nước.....54
Hình 2.8. Xu thế GDP bình quân đầu người cả nước 1995-2015.....56
Hình 2.9. GDP bình quân đầu người của Vũng Tàu, Hồ Chí Minh, Bắc Cạn, Hà Giang 1995-2015.....57
Hình 2.10. So sánh GDPP của Vũng Tàu và Hà Giang 1995-2015.....57
Hình 2.11. Tỷ số giữa GDPP Vũng Tàu trên GDPP Hà Giang 58
Hình 2.13. Xu thế tăng trưởng TFP công nghiệp các tỉnh giai đoạn 1998-2015.....60
Hình 2.14. So sánh TFP công nghiệp hai tỉnh Bắc Cạn và Vũng Tàu giai đoạn 1998-2015 . 60
Hình 2.15. Xu thế GDPP, FDI, TFP công nghiệp trung bình các năm của các tỉnh giai đoạn 1998-2015.....62
Hình 2.16. Xu thế tăng trưởng FDI và TFP công nghiệp trung bình các năm của các tỉnh giai đoạn 1998-2015.....63
Hình 2.17. Phân bổ TFP công nghiệp và FDI trung bình theo tỉnh giai đoạn 1998-2015. .. 63
Hình 3.1. Hội tụ Sigma của 60 tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015.....72
Hình 3.2. Xu thế của chỉ số I-Moran của Việt Nam giai đoạn 1995-2015.....75
Hình 3.3. Biểu đồ lan tỏa chỉ số I-Moran của GDPP trung bình các tỉnh giai đoạn 1995-2015 75
Hình 3.4. Bản đồ GDPP trung bình tỉnh trong cả giai đoạn 1995-2015 76

LỜI MỞ ĐẦU

1. Tính cấp thiết của đề tài

Sự hội tụ của thu nhập và năng suất là một trong những vấn đề kinh tế được bàn cãi nhiều nhất trong những năm gần đây. Nghiên cứu sự hội tụ đáng quan tâm do những hàm ý về lý thuyết và thực hành. Về lý thuyết, phân tích hội tụ có thể giúp phân biệt giữa các lý thuyết tăng trưởng khác nhau theo các dự đoán của nó về tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu sự hội tụ sẽ hỗ trợ cho việc lập kế hoạch và đánh giá các chính sách ngành, vùng một cách có hiệu quả hơn nếu ta hiểu được những khác biệt kinh tế ngành và vùng hiện tại đã phát triển thế nào. Bởi vậy, vấn đề về hội tụ đã được nghiên cứu rộng rãi giữa các nước và các vùng. Nhiều nghiên cứu tập trung vào hội tụ của thu nhập cá nhân, do đó quan tâm đến cả sự hội tụ của GDP theo vùng sẽ cho ta những thông tin quan trọng. Sự hội tụ năng suất và hiệu quả lại cho ta biết mức độ phát triển công nghiệp và ảnh hưởng của nó như thế nào. Sự hội tụ năng suất và hiệu quả của các doanh nghiệp là một quá trình dài hạn trong đó các doanh nghiệp có năng suất thấp hơn có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn như là một kết quả của sự lan tỏa công nghệ từ các doanh nghiệp đi trước (tiến bộ hơn) tới doanh nghiệp đi sau. Người ta cho rằng không phải sự tích lũy nhân tố mà tiến bộ công nghệ và sự lan tỏa công nghệ mới chính là nguồn lực chính của tăng trưởng kinh tế. Khi các quốc gia trở nên mở hơn và sự phụ thuộc lẫn nhau của các công nghệ mới thúc đẩy sự lan tỏa của quá trình hội tụ công nghệ và năng suất của các quốc gia, các ngành cũng như các doanh nghiệp. Như vậy, về mặt chính sách, hội tụ năng suất, hiệu quả cho ta biết ngành nào, vùng nào có tốc độ hội tụ cao khiến cho chính sách hướng tới thúc đẩy tiến bộ công nghệ và đặc biệt lan tỏa công nghệ và chính sách sao cho có thể kết hợp cả đổi mới công nghệ và lan tỏa công nghệ sẽ cho phép nền kinh tế sử dụng nguồn lực hiệu quả hơn. Tóm lại, cả về lý thuyết và thực hành hội tụ thu nhập và năng suất, hiệu quả là vấn đề hết sức cần thiết nghiên cứu.

Bên cạnh đó, sau khi tiến hành cải cách mở cửa, thị trường Việt Nam có sức hút lớn tới các nhà đầu tư nước ngoài, thể hiện ở vốn đầu tư FDI không ngừng tăng lên sau từng năm. Với môi trường đầu tư ngày được cải thiện, càng ngày càng có nhiều các công ty đa quốc gia nổi tiếng thế giới đầu tư trực tiếp vào Việt Nam với lượng vốn đầu tư lớn, kinh tế đầu tư đã trở thành một điểm tăng trưởng quan trọng giúp nền kinh tế nước ta phát triển. Trên thế giới hiện nay có rất ít các nghiên cứu đưa ảnh hưởng lan tỏa của FDI để xem xét tác động của nó đến hội tụ năng suất như thế nào. Chẳng hạn, nếu ta muốn nghiên cứu hội tụ năng suất dưới tác động của FDI thì một loạt vấn đề được đặt ra là xây dựng mô hình sẽ như thế nào? Làm thế nào để có thể lượng hóa các kênh truyền tải? Nếu đã lượng hóa được thì làm thế nào có thể đưa chúng vào mô hình?

Mặt khác, các nghiên cứu thực nghiệm trong lĩnh vực này chủ yếu dựa trên các kết luận từ bộ số liệu chéo hoặc số liệu mảng nhưng hầu hết bỏ qua hai đặc điểm quan trọng của số liệu theo không gian một cách hệ thống. Thứ nhất, số liệu theo không gian biểu diễn sự tích hợp của các cá thể với tính chất biên giới riêng phản ánh các điều kiện về lịch sử và chính trị. Sự lựa chọn về mức độ tích hợp không gian do đó là thiết yếu bởi sự khác biệt giữa các vùng có thể dẫn đến kết quả khác nhau trong ước lượng sự hội tụ thu nhập và năng suất. Thứ hai, rõ ràng rằng các số liệu vùng không thể được cho là tạo lập một cách độc lập bởi sự hiện diện của những đặc điểm tương tự về mặt không gian giữa các vùng tiếp giáp. Hơn nữa, tất cả các vùng đều biến thành "hòn đảo", tương tác thị trường tiềm năng, trao đổi thông tin, giao lưu văn hóa, giao dịch thương mại… giữa các vùng bị bỏ qua, không có một biện pháp nào phản ánh chính xác tác động và liên kết giữa các vùng kinh tế với nhau, tất cả đều dẫn đến lời giải thích là thiếu biến quan trọng, do đó làm cho phân tích lý thuyết và kết quả nghiên cứu không còn đáng tin cậy. Sự thật là, tồn tại tính hiệu ứng lan tỏa của không gian địa lý, giữa các vùng (đặc biệt vùng lân cận) có trình độ không như nhau, tức là thông qua giao dịch thương mai, giao lưu văn hóa, chuyển giao công nghệ, trao đổi thông tin, hợp tác hỗ trợ… tiến hành tương tác giữa các vùng. Vì vậy cần đưa yếu tố lan tỏa không gian vào mô hình nghiên cứu hội tụ thu nhập, năng suất và đặc biệt là vai trò lan tỏa không gian của FDI. Vì vậy, nghiên cứu: ***"Các mô hình Kinh tế lượng không gian nghiên cứu hội tụ thu nhập, năng suất và vai trò lan tỏa không gian của FDI"*** là rất cần thiết.

2. Mục tiêu, phạm vi và đối tượng nghiên cứu

2.1. Mục tiêu nghiên cứu

• Về lý thuyết: Chỉ định mô hình lý thuyết mà trong đó có sự hiện diện của yếu tố hiệu ứng lan tỏa không gian trong việc nghiên cứu hội tụ thu nhập, năng suất và lan tỏa không gian của FDI.

• Trình bày cơ sở phương pháp luận về mô hình có sự hiện diện của yếu tố hiệu ứng lan tỏa không gian để có thể áp dụng mô hình lý thuyết trên trong việc phân tích hội tụ thu nhập, năng suất và lan tỏa không gian của FDI.

• Về ứng dụng:

Áp dụng mô hình lý thuyết và cơ sở phương pháp luận đã trình bày để phân tích tác động hiệu ứng lan tỏa không gian tới hội tụ năng suất và nguyên nhân của sự hội tụ hay phân kỳ của một số ngành.

Nghiên cứu hội tụ thu nhập theo tỉnh dưới tác động của hiệu ứng lan tỏa không gian và áp dụng vào Việt Nam.

Đánh giá sự bắt kịp về hiệu quả của các tỉnh Việt Nam.

2.2. Phạm vi nghiên cứu

• *Phạm vi về nội dung:*

Lý thuyết: Giới hạn trong việc mở rộng hồi quy Barro bằng phương pháp kinh tế lượng không gian và xây dựng mô hình hội tụ với các kênh truyền tải lan tỏa của FDI.

Thực nghiệm: Bao gồm hội tụ thu nhập cấp tỉnh, hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp cấp tỉnh, hội tụ hiệu quả cấp tỉnh, hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp ở cấp ngành nhưng chỉ giới hạn trong các bố số liệu vĩ mô và vi mô của Tổng cục thống kê.

• *Phạm vi về dữ liệu cho thực nghiệm:*

Căn cứ vào các bộ số liệu vi mô: điều tra doanh nghiệp từ năm 2000 đến năm 2015 và dữ liệu vĩ mô của TCTK và Bộ Lao động và Thương binh xã hội.

3. Cách tiếp cận và phương pháp nghiên cứu

3.1. Cách tiếp cận

Sử dụng cách tiếp cận mô hình hóa để nghiên cứu lý thuyết và tiếp cận kinh tế lượng để ước lượng hội tụ.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Sử dụng công cụ toán học để mở rộng hồi quy Barro.

Sử dụng lý thuyết kinh tế và thống kê để cấu trúc các kênh truyền tải.

Sử dụng kinh tế lượng để ước lượng hội tụ trong đó hồi quy số liệu mảng, kinh tế lượng không gian.

Sử dụng lý thuyết kinh tế để phân tích kết quả hội tụ.

Sử dụng phương pháp bán tham số để ước lượng TFP.

4. Kết quả đạt được

• Về mặt lý luận, lý thuyết:

Luận án đề xuất các mô hình kinh tế lượng không gian để nghiên cứu thực nghiệm cho vấn đề hội tụ thu nhập, năng suất ở cấp tỉnh và ngành. Luận án đã đưa ra được các mô hình kinh tế lượng không gian phù hợp với nghiên cứu hội tụ ở Việt Nam, có thể khắc phục một số sai lầm trong chỉ định mô hình nghiên cứu. Luận án

cũng đã đưa thêm một số biến mới vào nghiên cứu năng suất cấp tỉnh như tăng trưởng FDI, tăng trưởng GDP; còn đối với nghiên cứu năng suất cấp ngành như biến lan tỏa ngược, lan tỏa xuôi, lan tỏa công nghệ. Đặc biệt, luận án đã sử dụng phương pháp GMM để ước lượng mô hình động.

- Những phát hiện đề xuất từ kết quả nghiên cứu

Thứ nhất, vấn đề nghiên cứu hội tụ thu nhập cấp tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015. Luận án phát hiện ra rằng giả thiết các tỉnh là độc lập là không hiện thực mà có tác động tương tác theo không gian (trễ không gian và lan tỏa không gian của biến độc lập). Tính đến tương tác không gian sẽ dẫn đến tốc độ tăng trưởng thấp hơn so với ước lượng rút ra từ cách tiếp cận truyền thống. Phân tích của luận án chỉ ra rằng mô hình hội tụ không điều kiện truyền thống gặp phải những chỉ định sai lầm do bỏ sót tính phụ thuộc về mặt không gian và các cú sốc ngẫu nhiên xảy ra với từng tỉnh không chỉ ảnh hưởng tới quá trình vận động của tỉnh về trạng thái dừng mà còn ảnh hưởng lan tỏa ra toàn bộ các tỉnh. Một cách tổng quát, các kết quả của của luận án khẳng định rằng bỏ qua bản chất không gian của số liệu dẫn đến cả việc thiết lập sai mô hình về mô hình tăng trưởng và các ước lượng về tốc độ hội tụ là chệch một cách nghiêm trọng.

Thứ hai, vấn đề nghiên cứu hội tụ năng suất cấp tỉnh ở Việt Nam thời kỳ 1998-2015. Luận án đã sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để ước lượng mô hình và đã chỉ ra rằng mô hình hội tụ ban đầu gây ra mất chỉ định do mô hình có sự phụ thuộc trễ không gian, nghĩa là năng suất lao động ở mỗi tỉnh không độc lập mà có sự phụ thuộc vào năng suất lao động ở các tỉnh khác. Kết quả ước lượng cho thấy có ảnh hưởng trễ không gian nhưng ảnh hưởng thiếu biến là trội so với ảnh hưởng dương của di chuyển nhân tố, quan hệ thương mại và sự lan tỏa kiến thức ở phạm vi vùng. Kết quả ước lượng kinh tế lượng không gian bằng cách sử dụng số liệu mảng cho những kết quả mới mà không chỉ khẳng định kết quả khi sử dụng số liệu chéo mà còn có ý nghĩa kinh tế sâu sắc hơn.

Thứ ba, vấn đề nghiên cứu hội tụ năng suất cấp tỉnh ở Việt Nam thời kỳ 1998-2015 dưới vai trò của FDI. Luận án đã tập trung vào độ chệch xuất phát từ sự hiện diện của tác động tự tương quan không gian mà không được xem xét trực tiếp. Phân tích thực nghiệm của luận án tập trung vào hội tụ TFP của khu vực công nghiệp dưới tác động của tăng trưởng FDI từ 1998-2015. Tốc độ hội tụ được ước lượng bằng việc sử dụng mô hình độ trễ không gian là thấp hơn so với tốc độ hội tụ trong mô hình tác động cố định cổ điển. Giảm sút về tham số Beta đề cập đến điều kiện ban đầu, có thể là do trễ không gian trong mô hình, và khẳng định gián tiếp tác động tích cực về tính lưu động của yếu tố sản xuất, quan hệ thương mại và hiệu ứng lan tỏa kiến thức về hội tụ vùng. Hơn nữa, nghiên cứu đã

phát hiện ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian của năng suất lao động, của tăng trưởng FDI đến quá trình tăng trưởng của năng suất lao động trong giai đoạn 1998-2015.

Thứ tư, vấn đề nghiên cứu hội tụ hiệu quả. Nghiên cứu này đã xuất phát từ mô hình bao dữ liệu với ràng buộc ngẫu nhiên được Cooper và cộng sự đề xuất năm 2004 để đưa ra một mô hình mới và chứng minh các kết quả tương đồng với mô hình cũ. Từ đó sử dụng mô hình kết quả ước lượng hiệu quả kỹ thuật từ mô hình để nghiên cứu hội tụ giữa các tỉnh bằng phương pháp kinh tế lượng không gian. Nghiên cứu đã phát hiện ra được tồn tại hội tụ hiệu quả giữa các tỉnh, đặc biệt tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian giữa các tỉnh. Điều này thể hiện giữa các tỉnh có quan hệ mật thiết với nhau về hiệu quả hoạt động.

Thứ năm, vấn đề nghiên cứu hội tụ năng suất cấp ngành. Nghiên cứu này phối hợp cả nghiên cứu hội tụ theo doanh nghiệp, số liệu gộp theo tỉnh và sử dụng cả kỹ thuật ước lượng hội tụ dựa trên số liệu mảng và số liệu gộp theo tỉnh. Luận án đã ước lượng các mô hình hội tụ TFP không điều kiện và mô hình hội tụ TFP dưới tác động của luồng FDI thông qua các kênh lan tỏa ngang và dọc. Kết kết ước lượng mô hình hội tụ TFP của các doanh nghiệp cho thấy FDI có tác động đến tốc độ hội tụ. Để ước lượng mô hình kinh tế lượng không gian luận án đã sử dụng các mô hình kinh tế lượng động trễ không gian, mô hình sai số không gian, mô hình số liệu mảng tuyến tính động trễ không gian Arellano-Bond và mô hình số liệu mảng hệ thống tuyến tính động trễ theo Blundell-Bond. Kết quả ước lượng cho thấy tốc độ hội tụ của các mô hình không khác nhau nhiều.

5. Kết cấu của luận án

Ngoài phần lời mở đầu, cam kết, mục lục, phụ lục các bảng biểu luận án được chia thành 5 chương.

Chương 1: Cơ sở phương pháp luận và tổng quan nghiên cứu

Chương 2: Tăng trưởng kinh tế Việt Nam và tác động của FDI trong giai đoạn 1995-2011

Chương 3: Hội tụ thu nhập, hội tụ năng suất cấp tỉnh ở Việt Nam

Chương 4: Hội tụ năng suất ngành may, chế biến thực phẩm và đồ uống

Chương 5: Kết luận, khuyến nghị chính sách và đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo

Chương 1
CƠ SỞ PHƯƠNG PHÁP LUẬN VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

Phần đầu của chương 1 trình bày ngắn gọn về cơ sở lý thuyết hội tụ. Phần tiếp theo sẽ mô tả tóm tắt về phương pháp kinh tế lượng không gian. Phần cuối của chương sẽ giới thiệu tổng quan các nghiên cứu hội tụ sử dụng phương pháp kinh tế lượng không gian đã có trên thế giới và ở Việt Nam. Đối với phương pháp luận về các phương pháp bán tham số ước lượng TFP được trình bày trong Nguyễn Khắc Minh và cộng sự (2015). Các công thức trong phần cơ sở lý thuyết hội tụ được tham khảo trong Barro và Sala-i-Martin (1995), Mankiw và cộng sự (1992) và trong phần kinh tế lượng không gian được tham khảo trong Anselin và cộng sự (2004), Elhorst (2014).

1.1. Cơ sở lý thuyết hội tụ

Trong mô hình tăng trưởng kinh tế, Ramsey (Ramsey, 1928) đưa ra lựa chọn tối ưu của người tiêu dùng và từ đó hình thành lý thuyết hiện đại về tăng trưởng kinh tế. Ramsey chỉ ra rằng, do tăng trưởng kinh tế có khả năng tương quan nghịch với thu nhập, nên tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế phát triển sẽ chậm hơn so với nền kinh tế lạc hậu, từ đó đưa ra giả thuyết hội tụ tăng trưởng kinh tế. Lý thuyết tăng trưởng kinh tế dựa trên cơ sở của mô hình Harrod-Domar, mô hình phản ánh mối quan hệ vốn, tỷ lệ tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế. Solow (Solow, 1956) và Swan (Swan, 1956) đã hiệu chỉnh bằng cách sử dụng một hàm sản xuất có hiệu quả không đổi theo quy mô với giả định tốc độ tăng trưởng dân số và tỷ lệ tiết kiệm ngoại sinh là không đổi để đưa ra mô hình tăng trưởng đặt cơ sở cho lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển. Sau đó, lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển nhanh chóng đóng vai trò quan trọng của kinh tế học. Cass (Cass, 1965) và Koopmans (Koopmans, 1965) đã phát triển mô hình tăng trưởng tân cổ điển bằng cách vận dụng phương pháp cân bằng động của Ramsey. Đến giữa nhưng năm 80 của thế kỷ trước, lý thuyết tăng trưởng hiện đại hay còn gọi là lý thuyết tăng trưởng nội sinh là một trong những bước đột phá quan trọng nhất trong lĩnh vực kinh tế học vĩ mô với điểm khởi đầu là các nghiên cứu của Romer (1986) và Lucas (1988). Sự khác nhau lớn nhất giữa lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển và lý thuyết tăng trưởng hiện đại là thông qua phân tích quá trình tiến bộ công nghệ và nguyên nhân tiến bộ công nghệ để nội sinh hóa tiến bộ công nghệ.

Một kết luận quan trọng của lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển là giữa các nền kinh tế có mức độ phát triển khác nhau tồn tại hội tụ có điều kiện. Nhưng Romer

(1986) dựa theo giả thiết cơ bản của Arrow (1962) đưa công nghệ sản xuất tăng theo quy mô vào mô hình, từ đó nền kinh tế phát triển có thể phát triển càng nhanh, điều này phù hợp với thực tế tăng trưởng kinh tế ở nhiều quốc gia sau chiến tranh, do đó giữa các nền kinh tế không tồn tại sự hội tụ tăng trưởng kinh tế.

Lucas (1988) giả định vốn tái tạo rộng hơn (bao gồm vốn con người) không đổi theo quy mô, do đó tốc độ tăng trưởng sản lượng bình quân đầu người và mức ban đầu của sản lượng bình quân đầu người là độc lập, điều này cũng dẫn đến nghi ngờ sự tồn tại của hội tụ. Do vậy, giữa lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển và lý thuyết tăng trưởng hiện đại tồn tại tranh luận về vấn đề hội tụ cho đến ngày nay.

1.1.1. Cơ chế hội tụ của lý thuyết tăng trưởng kinh tế tân cổ điển

Giả thuyết hội tụ tăng trưởng kinh tế là ý tưởng cốt lõi của mô hình tăng trưởng tân cổ điển (Solow, 1956; Swan, 1956), mô hình tăng trưởng tân cổ điển là một phương trình của hàm sản xuất, vốn và tích lũy với ý tưởng cơ bản là hiệu quả không đổi theo quy mô. Một dự đoán quan trọng của mô hình tân cổ điển là: *Trong số các quốc gia có cùng trạng thái dừng, giả thuyết hội tụ đúng: tính trung bình, các nước nghèo sẽ tăng trưởng nhanh hơn các nước giàu.* Một dự đoán quan trọng khác của mô hình này gắn với tốc độ tăng trưởng, dự đoán này có thể được tìm thấy trong nhiều mô hình tăng trưởng. Dự đoán này đủ quan trọng để có thể gán cho tên "nguyên lý về sự vận động quá độ" đó là: *Nền kinh tế đang thấp hơn trạng thái dừng của nó và ở càng xa trạng thái dừng thì nền kinh tế đó sẽ tăng trưởng càng nhanh. Nền kinh tế đang cao hơn trạng thái dừng của nó và ở càng xa trạng thái dừng thì nền kinh tế đó tăng trưởng càng chậm.*

Căn cứ vào những giả định trên, có thể đạt được động thái dịch chuyển của vốn bình quân trên một lao động được điều chỉnh dần dần từ trạng thái ban đầu đến một trạng thái dừng ổn định trong quá trình tăng trưởng kinh tế (Romer, 1994). Vì vậy, trạng thái dừng ổn định của nền kinh tế được đưa ra, cụ thể mô hình Solow-Swan tồn tại một trạng thái dừng ổn định trong quá trình tăng trưởng kinh tế.

Mô hình Solow-Swan giả thiết tỷ lệ tiết kiệm, tăng trưởng dân số, tiến bộ công nghệ là ngoại sinh. Mô hình giả thiết đối với nền kinh tế đóng chỉ sử dụng hai đầu vào là vốn và lao động với hàm sản xuất xác định như sau:

$$Y = F(K, L, A) = A.K^{\alpha}L^{1-\alpha},\ 0 < \alpha < 1 \qquad (1.1)$$

Trong đó, Y là sản lượng, K là vốn, L là lao động, A là trình độ công nghệ. Mô hình phải thỏa mãn một số điều kiện sau:

(1) Hiệu quả không đổi theo quy mô. Hàm sản xuất thỏa mãn:

$$\text{Với mọi } \lambda > 0 \text{ thì } F(\lambda K, \lambda L) = \lambda . F(K, L)$$

Thị trường cạnh tranh hoàn hảo, giá nhà sản xuất được chấp nhận, tối đa hóa lợi nhuận được xác định:

$$\max_{K.L} F(K, L) - rK - wL$$

$$w = \frac{\partial F}{\partial L} = (1-\alpha)\frac{Y}{L};$$

$$r = \frac{\partial F}{\partial K} = (\alpha)\frac{Y}{K}$$

Với $wL + rK = Y$.

(2) Hàm sản xuất cận biên giảm dần theo từng yếu tố, tức là với $K > 0$ và $L > 0$ thì: $\frac{\partial F}{\partial K} > 0, \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0$; $\frac{\partial F}{\partial L} > 0; \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0$

Hơn nữa hàm sản xuất thỏa mãn điều kiện Inada:

$$\lim_{K\to\infty}\left(\frac{\partial F}{\partial K}\right) = \lim_{L\to\infty}\left(\frac{\partial F}{\partial L}\right) = 0; \lim_{K\to 0}\left(\frac{\partial F}{\partial K}\right) = \lim_{L\to 0}\left(\frac{\partial F}{\partial L}\right) = \infty$$

(3) Tiến bộ công nghệ theo hai hình thức "lao động tăng cường tiến bộ công nghệ" hoặc "tiến bộ công nghệ trung tính Harrod", tại thời gian t hàm sản xuất có dạng:

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t)) = K(t)^{\alpha}.(A(t)L(t))^{1-\alpha} \qquad (1.2)$$

trong đó $A(t)L(t)$ là biến hiệu quả lao động.

(4) L và A có tỷ lệ tăng trưởng lần lượt là n và g, tức là:

$$\frac{\dot{L}}{L} = n \leftrightarrow L(t) = L(0)e^{nt}$$

$$\frac{\dot{A}}{A} = g \leftrightarrow A(t) = A(0)e^{gt} \qquad (1.3)$$

Đặt $k = \frac{K}{AL}$, $y = \frac{Y}{L}$, khi đó (1.2) được viết dưới dạng mô hình AK như sau:

$$y(t) = A(t).f(k(t)) = A(t).k(t)^{\alpha} \qquad (1.4)$$

Giả sử (i) nền kinh tế tại trạng thái dừng, tất cả tiết kiệm được chuyển hóa thành đầu tư, (ii) tỷ lệ tiết kiệm s là tỷ lệ phần trăm cố định của thu nhập, khi đó sản xuất coi s là đầu tư bổ sung cho năng lực sản xuất, (iii) tỷ lệ khấu hao cố định của vốn là δ và sử dụng mức độ công nghệ ban đầu $A(0)$ làm tiêu chuẩn thì phương trình tích lũy và vốn bình quân đầu người được xác định như sau:

$$\dot{k}(t) = s.f(k(t)) - (n+g+\delta).k(t) \tag{1.5}$$

với $n+g+\delta$ là tỷ lệ khấu hao hiệu quả của k.

Phương trình (1.5) được gọi là đẳng thức Solow, chỉ ra các nhân tố quyết định sự thay đổi của vốn bình quân đầu người theo từng thời kỳ. Khi $s.f(k) = (n+g+\delta)k$ thì nền kinh tế sẽ đạt trạng thái dừng tại mức k^*. Đẳng thức Solow chỉ ra vốn bình quân đầu người k hội tụ đến giá trị trạng thái dừng $k^* = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$, k^* tương quan dương với tỷ lệ tiết kiệm và tương quan âm với tỷ lệ tăng dân số và thỏa mãn:

$$s.f(k^*) = (n+g+\delta).k^* \tag{1.6}$$

Đưa giá trị của k^* vào hàm sản xuất sau đó lấy logarit tự nhiên hai vế thu được trạng thái dừng của thu nhập bình quân đầu người y^*:

$$\log(y^*) = \log(A(0)) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha}\log(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha}\log(n+g+\delta) \tag{1.7}$$

Từ phương trình (1.5), chia cả hai vế cho k sẽ xác định được γ_k^*:

$$\gamma_k^* \equiv \frac{\dot{k}}{k} = s.\frac{f(k)}{k} - (n+g+\delta) \tag{1.8}$$

Do $(n+g+\delta) > 0$ và $s.\frac{f(k)}{k}$ đơn điệu giảm dần về 0, nên (1.8) chỉ ra nền kinh tế dừng, giá trị trạng thái dừng k^* tồn tại duy nhất (ở đây, chỉ nghiên cứu $k > 0$ và bỏ qua trường hợp $k = 0$). Tốc độ tăng trưởng mức độ tiến bộ công nghệ g không đổi, tỷ lệ tăng trưởng trạng thái dừng của vốn bình quân đầu người bằng g. Vì vậy, khi tiến bộ công nghệ ngoại sinh trong mô hình Solow-Swan, tốc độ tăng trưởng kinh tế do mức độ tăng trưởng tiến bộ công nghệ ngoại sinh quyết định.

1.1.1.1. Hội tụ mô hình Solow-Swan

Với trường hợp s, n, g, δ và hàm sản xuất giống nhau thì tất cả các nền kinh tế đều có giá trị trạng thái dừng k^* và y^* giống nhau. Hơn nữa giá trị k càng nhỏ thì khoảng cách giá trị giữa γ_k và γ_y càng lớn. Điều này chỉ ra rằng những nền kinh tế có tỷ lệ vốn bình quân đầu người thấp thì có tốc độ tăng trưởng nhanh. Đối với trạng thái dừng giống nhau, hiện tượng hội tụ của nền kinh tế có sự thay đổi ngược chiều nhau giữa tốc độ tăng trưởng kinh tế và mức độ ban đầu được gọi là hội tụ tuyệt đối hay còn gọi là hội tụ không điều kiện.

Trong giả thiết hội tụ tuyệt đối thì giả thiết các nền kinh tế liên quan có tham số và hàm sản xuất giống nhau là rất chặt chẽ. Khi giả thiết tỷ lệ tiết kiệm khác nhau thì hội tụ tuyệt đối của mô hình Solow-Swan không tồn tại, tuy nhiên mô hình tân cổ điển không dự báo được các nền kinh tế hội tụ về trạng thái dừng của chính nền kinh tế đó, hơn nữa tốc độ hội tụ và khoảng cách với trạng thái dừng tương quan dương. Trong trường hợp kiểm soát trạng thái dừng, nền kinh tế lạc hậu hơn sẽ có tốc độ tăng trưởng kinh tế nhanh hơn và được gọi là hội tụ có điều kiện.

1.1.1.2. Mô hình tăng trưởng tân cổ điển Ramsey-Cass-Koopmans

Trong mô hình Solow-Swan giả thiết tỷ lệ tiết kiệm là ngoại sinh và không đổi, hơn nữa cũng không xét đến sở thích của người tiêu dùng, do vậy không thể kiểm định được mối quan hệ giữa phúc lợi xã hội với tăng trưởng kinh tế. Cass và Koopmans tham khảo phương pháp phân tích tối ưu hóa hành vi gia đình của Ramsey đưa tối ưu hóa hành vi gia đình và sản xuất trong thị trường cạnh tranh vào mô hình. Từ cơ sở mô hình Solow-Swan, hiệu chỉnh tỷ lệ tiết kiệm được coi là nội sinh vào trong mô hình Ramsey-Cass-Koopmans (gọi tắt mô hình CKR). Trong mô hình này tỷ lệ tiết kiệm không còn là ngoại sinh không đổi mà phụ thuộc vào lựa chọn mức tiêu dùng hiện tại và tiêu dùng dài hạn của người tiêu dùng. Mặc dù tốc độ hội tụ theo tỷ lệ tiết kiệm gia tăng bị chậm lại, nhưng vẫn tồn tại tính chất hội tụ của các nền kinh tế.

Giả sử hàm sản xuất là hàm sản xuất tân cổ điển của hàm tiến bộ công nghệ Harrod trung tính $Y = F(K, AL)$ thỏa mãn hiệu quả không đổi theo quy mô, quy luật lợi ích cận biên giảm dần và điều kiện Inada.

Tăng trưởng công nghệ ngoại sinh không đổi, tỷ lệ tăng trưởng là g; lãi suất quy định r và tỷ lệ lượng w, hàm cực đại hóa lợi nhuận của nhà sản xuất là:

$$\max \pi = Y - (r + \delta)K - wL$$

Gọi R là giá thuê một đơn vị vốn khi đó tỷ lệ lãi của một hộ gia đình sở hữu một đơn vị vốn là $R-\delta$ và bằng lãi suất cho vay vốn của hộ gia đình r, do đó $R=r+\delta$ hay,

$$f'(k)=r+\delta \tag{1.9}$$

Mức lương cực đại lợi nhuận thỏa mãn $w=f(k)-k.f'(k)$ nên đạt được:

$$\dot{k}=f(k)-c-(n+g+\delta).k \tag{1.10}$$

Kết hợp (1.8) và (1.9) thì

$$\gamma_c=\frac{\dot{c}}{c}=\frac{1}{\theta}\left(f'(k)-\delta-\rho\right) \tag{1.11}$$

Sử dụng điều kiện

$$\lim_{t\to\infty}\left\{k.\exp\left[\int_0^t\left[f'(k)-\delta-g-n\right]d\lambda\right]\right\}=0$$

thu được giá trị trạng thái dừng k^*.

Tuyến tính hóa (1.10) và (1.11) thu được mô hình giống với mô hình Solow-Swan xác định như sau:

$$\log\left(y(t)\right)=\left(1-e^{-\beta t}\right).\log\left(y^*\right)+e^{-\beta t}.\log\left(y(0)\right)$$

Mô hình trên khác so với mô hình Solow-Swan là tốc độ hội tụ β phụ thuộc tham số tiến bộ công nghệ và sở thích:

$$\beta=\frac{1}{2}\left\{\varsigma^2+4\left(\frac{1-\alpha}{\theta}\right).(\rho+\delta+\theta.g).\left[\frac{\rho+\delta+\theta.g}{\alpha}-(n+g+\delta)\right]\right\}^{\frac{1}{2}}-\frac{\varsigma}{2} \tag{1.12}$$

Trong đó, $\varsigma=\rho-n-(1-\theta).g>0$.

Tỷ lệ tăng trưởng bình quân của sản lượng bình quân đầu người trong khoảng thời gian $[0;T]$ được xác định bởi:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y(T)}{y(0)}\right)=g+\frac{1-e^{-\beta t}}{T}.\log\left(\frac{y^*}{y(0)}\right)+\varepsilon \tag{1.13}$$

Cũng giống như mô hình Solow-Swan, trong mô hình CKR $y(0)$ cũng là điều kiện hội tụ về giá trị trạng thái dừng y^*, vì vậy mô hình CKR dự báo được hội tụ có điều kiện mà không dự báo được hội tụ tuyệt đối.

Barro và Sala-i-Martin chỉ ra rằng, với nền kinh tế phát triển, mặc dù tỷ lệ tiết kiệm thường có xu thế tăng nhưng tỷ lệ tăng trưởng vốn bình quân đầu người vẫn có thể đơn điệu giảm, do vậy vẫn tồn tại hội tụ. Như vậy, theo tính đặc trưng của lợi ích cận biên giảm dần trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển, tỷ lệ tăng trưởng kinh tế của một quốc gia hoặc một khu vực tương phản đối với mức thu nhập bình quân đầu người ban đầu. Vì vậy trong trường hợp không có những cú sốc kinh tế bên ngoài tác động, các quốc gia hoặc khu vực kém phát triển và các khu vực hoặc quốc gia phát triển có xu thế hội tụ.

Tuy nhiên, mô hình tăng trưởng tân cổ điển giả thiết tiến bộ công nghệ ngoại sinh nên dẫn đến dự báo hội tụ kinh tế và thực tế của kinh tế tồn tại khoảng cách rất lớn, vì vậy lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển chưa giải thích đầy đủ cho thực tế của nền kinh tế. Sau những năm 80 của thế kỷ trước, Romer, Lucas và Barro dựa trên những thay đổi mức độ tiến bộ công nghệ, hiệu quả của thể chế đã phân tích chi tiết, khoa học hơn về tính hội tụ của tăng trưởng kinh tế để xây dựng lý thuyết tăng trưởng hiện đại với giả thiết tiến bộ công nghệ là nội sinh.

1.1.2. Mô hình tăng trưởng kinh tế và hội tụ của lý thuyết tăng trưởng hiện đại

Lý thuyết tăng trưởng hiện đại hay còn gọi là lý thuyết tăng trưởng nội sinh giả thiết các yếu tố sản xuất có quy luật lợi ích cận biên không giảm dần, vì vậy ngay cả các nước có sự ưu đãi và trình độ công nghệ tương tự, các quốc gia và khu vực có tỷ lệ tiết kiệm cao có thể không tăng trưởng nhanh hơn. Điều này giải thích sự khác biệt tồn tại trong tăng trưởng kinh tế của các nền kinh tế các quốc gia và khu vực.

Mô hình Solow-Swan và mô hình Ramsey-Cass-Koopmans của lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển giải thích tăng trưởng kinh tế trong thực tế không thật sự thỏa đáng. Vốn là biến chủ yếu trong hai mô hình trên, nhưng vốn không thể giải thích động lực của tăng trưởng kinh tế dài hạn và cũng không thể giải thích vấn đề khác biệt về mức độ kinh tế giữa các quốc gia và khu vực. Dưới đây là một số mô hình giải quyết vấn đề giả thiết tiến bộ công nghệ là ngoại sinh.

1.1.2.1. Mô hình AK

Mô hình AK tổng hợp tất cả các yếu tố sản xuất trong nền kinh tế thành một loại yếu tố biểu diễn bởi vốn và được xác định như sau:

$$Y = AK; \quad y = Ak$$

Trong đó, A biểu diễn trình độ công nghệ, sản lượng bình quân đầu người và sản lượng cận biên đều là A; K biểu diễn nghĩa rộng của khái niệm vốn như vốn vật chất và vốn nhân lực. Xét mô hình tích lũy vốn như sau:

$$\gamma_k \equiv \frac{\dot{k}}{k} = s.\frac{f(k)}{k} - (n+\delta) \quad (1.14)$$

Khi đó,

$$\gamma_k = sA - (n+\delta), \gamma_k > 0, sA > n+\delta$$

và tốc độ tăng trưởng $\dot{\gamma}_k = sA - (n+\delta)$. Khi $sA = n+\delta$ thì sản lượng trong mô hình AK đạt giá trị lớn nhất, vốn k ở trạng thái tối ưu, thì γ_k có thể biểu diễn là $\dot{\gamma}_k$. Ưu điểm của mô hình AK là nguyên nhân của tăng trưởng kinh tế không phải là tiến bộ công nghệ và tốc độ tăng trưởng tương đối ổn định. Tuy nhiên, mô hình AK không thể giải thích được tăng trưởng kinh tế của các nền kinh tế có trình độ kinh tế khác biệt, khi đó các nhà kinh tế học đã đưa ra hàm sản xuất có dạng như sau:

$$Y = f(K) = AK + BK^{\alpha}L^{1-\alpha}, \ A > 0, B > 0, 0 < \alpha < 1 \quad (1.15)$$

và dạng trung bình:

$$y = f(k) = Ak + Bk^{\alpha} \quad (1.16)$$

$$\frac{f(k)}{k} = A + Bk^{\alpha-1} \quad (1.17)$$

Từ (1.17) nếu k càng lớn thì trung bình vốn trên một sản lượng bình quân đầu người sẽ tiến dần đến A. Khi đó kết hợp (1.17) và (1.14) thì:

$$\gamma_k \equiv \frac{\dot{k}}{k} = s\left(A + Bk^{\alpha-1}\right) - (n+\delta) \quad (1.18)$$

Do k có tốc độ tăng trưởng ổn định thì k không thể hội tụ đến giá trị trạng thái dừng, vì vậy k và tăng trưởng của các biến khác là phân kỳ.

1.1.2.2. Hội tụ kinh tế và lý thuyết tăng trưởng nội sinh với mở rộng vốn

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh mở rộng khái niệm về vốn, trên cơ sở của vốn vật chất bổ sung các loại hình vốn khác (như tri thức, nhân lực), đặc biệt là mở rộng lý thuyết của Romer (1986) và Lucas (1988).

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh chủ yếu giải thích vấn đề nội sinh hóa tiến bộ công nghệ. Các nhà kinh tế học đều coi tri thức là nguồn gốc của tiến bộ công nghệ, bao gồm: hỗ trợ nghiên cứu khoa học cơ bản, và khuyến khích các doanh nghiệp tư nhân nghiên cứu phát triển các hoạt động mới. Một trong những nghiên cứu nổi bật đó là nghiên cứu của Arrow (1962). Mô hình của Arrow đưa ra là một loại mô hình tăng

trưởng mới, trong đó kinh nghiệm có tác động tích cực đến hiệu quả sản xuất, tăng vốn vật chất đồng thời cũng có thể dẫn đến việc học được cách tăng hiệu quả sản xuất và được gọi là vừa học vừa làm. Trong mô hình Arrow, trình độ tri thức được coi là một yếu tố sản xuất có thể nâng cao hiệu quả sản xuất và tác động đến quy luật cận biên không giảm dần của vốn vật chất. Khi trình độ tri thức không đổi, trong toàn bộ nền kinh tế mỗi nhà sản xuất có hiệu quả không đổi theo quy mô, lao động và vốn tăng gấp đôi thì có thể dẫn đến sản lượng tăng gấp đôi. Hơn nữa, vốn được mở rộng thì trình độ tri thức theo đó cũng được thay đổi, vì vậy nền kinh tế có hiệu quả tăng theo quy mô.

Romer (1986) đã phát triển mô hình của Arrow để đưa ra mô hình tăng trưởng kinh tế dài hạn cạnh tranh cân bằng của công nghệ nội sinh. Khi đó, hàm sản xuất được xác định như sau:

$$Y = F(k_i, K, x_i) \tag{1.19}$$

Trong đó k_i là tri thức của nhà sản xuất, K là tri thức của nền kinh tế, $K = \sum_{i=1}^{N} k_i$, N là số nhà sản xuất trong nền kinh tế, x_i biểu diễn tất cả các yếu tố sản xuất khác. Giả thiết chỉ có tri thức có thể tăng và các yếu tố sản xuất khác không đổi. Romer đưa ra tri thức toàn xã hội tăng sẽ kéo theo khả năng sản xuất được nâng cao. Nếu cố định K thì Y là hàm lõm đối với k_i và x_i, cố định x_i thì Y là hàm lồi đối với k_i. Nếu sử dụng hàm C-D và tất cả các nhà sản xuất như nhau thì hàm sản xuất có thể được viết thành:

$$Y = k_i^a K^b \tag{1.20}$$

Ở đây, b biểu diễn tác động lan tỏa của tri thức, $a + b > 1$ nên hàm sản xuất đối với vốn tri thức có đặc trưng là hiệu quả tăng theo quy mô, đây chính là đóng góp lớn nhất của mô hình Romer. Romer cũng chỉ ra rằng, nền kinh tế cạnh tranh cân bằng thì tỷ lệ tăng trưởng của trạng thái cân bằng là:

$$g = \frac{\left(ak^{a+b-1}N^b - \rho\right)}{\sigma} \tag{1.21}$$

Do tri thức có tính chất lan tỏa, nên một nền kinh tế có lượng tri thức lớn thì tỷ lệ tăng trưởng kinh tế sẽ cao. Thực tế, nền kinh tế có trình độ sản xuất ban đầu cao thường có lượng tri thức tương đối cao, vì vậy có thể đầu tư nhiều nguồn lực để sản xuất tri thức, do đó càng làm phong phú thêm nguồn vốn và cuối cùng nâng cao tỷ lệ tăng trưởng kinh tế. Điều này mâu thuẫn với lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển.

Lucas (1988) dựa trên cơ sở của mô hình tối ưu tiến bộ công nghệ của Uzawa (1965) để đưa ra khái niệm về vốn nhân lực, phân tích đóng góp của vốn nhân lực và tích lũy vào tăng trưởng kinh tế và được gọi là mô hình Lucas-Uzawa. Giả sử lượng lao động trong nền kinh tế là N, mỗi lao động đều sử dụng thời gian làm việc $u(t)$ để sản xuất sản phẩm, trong khi sử dụng $1\text{-}u(t)$ thời gian còn lại để sản xuất vốn nhân lực, và mỗi lao động đều có trình độ vốn nhân lực như nhau. Lucas chỉ ra, để tăng vốn nhân lực của lao động ngoài việc mỗi lao động tự nâng cao năng lực sản xuất thì yếu tố lan tỏa cũng có thể nâng cao năng lực sản xuất của cả nền kinh tế. Hàm sản xuất khi đó có dạng:

$$Y = AK(t)^{\beta}\left[u(t)h(t)N(t)\right]^{1-\beta} h_a(t)^{\gamma} \tag{1.22}$$

Do $\gamma > 0$ nên hàm sản xuất có tính chất hiệu quả tăng theo quy mô. Vốn nhân lực của hàm sản xuất được biểu diễn dưới dạng tuyến tính như sau:

$$\dot{h}(t) = h(t)\delta\left[1 - u(t)\right] \tag{1.23}$$

Tại trạng thái dừng của mô hình thì tỷ lệ tăng trưởng được xác định bởi:

$$\gamma_k = \gamma_c = \left[\frac{(1-\beta+\gamma)}{1-\beta}\right]\gamma_h \tag{1.24}$$

Vì vậy, tại trạng thái dừng tỷ lệ tăng trưởng của vốn vật chất bình quân đầu người và tiêu dùng bình quân đầu người với tỷ lệ tăng trưởng vốn nhân lực có tương quan dương. Lucas cho rằng, nếu một nền kinh tế có trình độ phát triển ban đầu không cao, thì tại trạng thái dừng dài hạn, vốn vật chất và vốn nhân lực có khả năng duy trì ở trạng thái thấp, do đó giữa các quốc gia có trình độ phát triển khác nhau, khoảng cách về thu nhập bình quân đầu người có khả năng vẫn tồn tại. Điều này phủ định sự tồn tại của sự hội tụ kinh tế.

Do bỏ qua giả thiết vốn tuân theo quy luật lợi ích cận biên giảm dần, khái niệm mở rộng về vốn của lý thuyết tăng trưởng nội sinh không thể đạt được kết luận sự hội tụ của nền kinh tế. Nhưng Mankiw và cộng sự (1992) đã phát triển mô hình tăng trưởng tân cổ điển tiêu chuẩn bằng cách đưa vốn nhân lực vào mô hình, thì mô hình và thực tế của nền kinh tế các quốc gia tương đối phù hợp, do đó chứng minh được tính hiệu quả của mô hình tân cổ điển, hơn nữa nghi ngờ yếu tố tái sản xuất tuân theo hiệu quả không đổi theo quy mô. Hàm sản xuất trong mô hình Solow thêm vốn nhân lực thuộc dạng Cobb-Douglas:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} H(t)^{\beta}\left[A(t)L(t)\right]^{1-\alpha-\beta} \tag{1.25}$$

Y, K, H, A, L lần lượt là ký hiệu về mức sản lượng, vốn vật chất, vốn nhân lực, công nghệ và lao động đầu vào tại một thời điểm t được xem xét. Lao động L và mức công nghệ A được giả thiết là ngoại sinh với tốc độ n và g tương ứng. Trong khi tăng trưởng công nghệ g được giả thiết đồng nhất tại tất cả các vùng của một nền kinh tế, tốc độ tăng trưởng dân số n thông thường là khác nhau giữa các vùng. Nếu tồn tại hiệu quả giảm đối với vốn "tổng", một vùng sẽ hội tụ về trạng thái dừng với năng suất lao động ở trạng thái dừng được cho bởi:

$$\ln y^* = \ln A(0) + g.t + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n+g+\delta) \qquad (1.26)$$

Giả thiết rằng các quốc gia hiện đang ở các trạng thái dừng của họ, MRW sử dụng phương trình này để xem xét việc tiết kiệm khác nhau và tốc độ tăng trưởng lực lượng lao động khác nhau có thể giải thích được sự khác nhau trong thu nhập bình quân giữa các quốc gia. Trong tổng quát, mô hình tương đối thành công trong việc giải thích tỷ lệ khác nhau lớn giữa thu nhập của các quốc gia, nhưng các ước lượng về hệ số co giãn của sản lượng đối với vốn, α, là cao một cách bất thường. Một tiếp cận để giải thích loại kết quả này (cao) là lập luận rằng vốn trong hàm sản xuất đã được hiểu quá rộng (ví dụ như bao hàm cả vốn nhân lực), do đó các ước lượng thu được phù hợp với tỷ lệ kỳ vọng của vốn được định nghĩa rộng trong sản lượng. Tuy nhiên, MRW gợi ý việc thêm vốn nhân lực vào mô hình như một đầu vào của hàm sản xuất và do đó như một biến trong phương trình hồi quy. Họ đã chỉ ra rằng việc đưa vào vốn nhân lực không chỉ dẫn đến sự phù hợp tốt hơn của mô hình, mà còn cho các ước lượng thực tế hơn của α. MRW cũng xem xét các hành vi ngoài trạng thái dừng và lưu ý rằng các quốc gia có thể không đang ở trạng thái dừng của họ và do đó đưa đến việc xem xét việc mô hình Solow có thể chứng minh sự thành công đến đâu trong việc mô tả tính động trong chuyển đổi trạng thái dừng.

Trong cả hai vấn đề này, MRW đều dựa trên một giả thiết có tính quyết định:

$$\ln A(0) = a + \varepsilon \qquad (1.27)$$

Trong đó a là một hằng số, ε là dịch chuyển riêng của quốc gia hoặc thành phần sốc. Khi đó:

$$\ln y^* = a + g.t + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n+g+\delta) + \varepsilon \qquad (1.28)$$

MRW đã đưa ra một số luận cứ cho giả thiết này. Thứ nhất là giả thiết này là rất phổ quát và được đưa vào không chỉ trong mô hình Solow, mà còn trong các mô hình

tăng trưởng khác. Cũng vậy, họ lưu ý rằng trong các mô hình trong đó tiết kiệm và tăng trưởng dân số là nội sinh nhưng sự ưa thích có độ co giãn hằng số, s và n là độc lập với ε. Thứ hai, giả thiết nhận dạng này cho phép khả năng kiểm định nhiều giả thuyết (không chính thống) mà đã được đưa ra (kết quả từ các lý thuyết tăng trưởng khác nhau) bất kể mối quan hệ giữa thu nhập, tiết kiệm, và tăng trưởng dân số. Thứ 3, vì thiết lập trên chỉ ra không chỉ các dấu của các hệ số mà còn cả các xấp xỉ độ lớn của chúng, các kết quả ước lượng sẽ cho phép kiểm định các giả thuyết hợp về tính hợp lý của mô hình Solow và các giả thiết nhận dạng đã được đề cập ở trên.

Như vậy, điểm khác biệt giữa mô hình MRW và Solow là việc đưa thêm vốn nhân lực của MRW vào trong mô hình tân cổ điển. Vì thế, tốc độ hội tụ của mô hình MRW sẽ chậm hơn so với mô hình Solow. Tuy nhiên, nhược điểm của mô hình tăng trưởng tân cổ điển và cả mô hình MRW là không xem xét đến tiến bộ công nghệ và các yếu tố đầu vào khác, và giả định tỷ lệ tích lũy là ngoại sinh không đổi. Điều này dẫn đến lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển không thể trả lời cho câu hỏi, "tại sao các nền kinh tế có thể thực hiện được tăng trưởng kinh tế dài hạn". Đây là một trong những vấn đề để các nhà kinh tế chỉ ra các hướng nghiên cứu tiếp theo.

Bernard và cộng sự (1996) chỉ ra rằng trong khi các nghiên cứu hội tụ truyền thống chỉ chú trọng đến tác dụng của vốn mà bỏ qua tác dụng của công nghệ, phân tích thực nghiệm chỉ ra giữa các quốc gia khác nhau có sự khác biệt về công nghệ rất lớn. Bernard và cộng sự (1996) cũng phê phán ý tưởng nghiên cứu của Mankiw và cộng sự (1992). Cụ thể, khi xây dựng khung phân tích lý thuyết, họ nhận thấy đối với nghiên cứu hội tụ cần xét đến nhân tố công nghệ và chuyển dịch công nghệ, đặc biệt là cần ý tưởng nghiên cứu nội sinh hóa tiến bộ công nghệ của lý thuyết tăng trưởng hiện đại (lý thuyết tăng trưởng nội sinh).

1.1.3. Hội tụ kinh tế và hoạt động R&D của lý thuyết tăng trưởng nội sinh

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh đưa ra tiến bộ công nghệ là mục đích hoạt động của R&D, và chỉ rõ mục đích của hoạt động R&D và cạnh tranh hoàn hảo không tương đồng, qua đó nâng cao vai trò tác động của tiến bộ công nghệ đối với tăng trưởng khi có cạnh tranh độc quyền. Mô hình chủ yếu của hướng nghiên cứu này là mô hình tri thức sản xuất Romer (1990) và mô hình mở rộng công nghệ của Barro và cộng sự (1995). Romer (1990) đã hoàn thiện hơn mô hình tăng trưởng là hàm số của vốn nhân lực có tính cạnh tranh H, tri thức không có tính cạnh tranh A, vốn vật chật K, lao động L. H và A có tác dụng quyết định đến tăng trưởng kinh tế từ đó Romer đã biểu diễn được nguồn gốc của sự khác biệt tăng trưởng kinh tế giữa các nền kinh tế là sự

không đồng nhất vốn nhân lực. Các nền kinh tế có vốn nhân lực cao thì tỷ lệ tăng trưởng kinh tế càng cao, điều này phủ định sự tồn tại của hội tụ.

Barro (1997) cho rằng ý tưởng trọng tâm của lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển là hội tụ có điều kiện có được là do sự hỗ trợ của một bộ số liệu thực tế mạnh. Do đó, trong sự phát triển của lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển, cần phải giữ được hội tụ có điều kiện. Barro (1995) phát triển mô hình mở rộng công nghệ phù hợp với yêu cầu trên.

Bloom và cộng sự (2002) thiết lập nghiên cứu thực nghiệm của mô hình mở rộng công nghệ với hàm sản xuất được xác định bởi:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\phi t} \tag{1.29}$$

Trong đó A biểu diễn TFP, K biểu diễn lượng vốn vật chất, L biểu diễn lượng lao động, s biểu diễn thời gian đào tạo bình quân đầu người. TFP phản ánh khác biệt công nghệ giữa các nền kinh tế, nếu mở rộng công nghệ có ảnh hưởng đủ lớn thì khoảng cách về công nghệ sẽ từng bước được thu hẹp. Bloom và cộng sự nhận thấy có thể thông qua quan sát biến động TFP để nghiên cứu ảnh hưởng hội tụ của mở rộng công nghệ [36]. Từ (1.29) có:

$$y_{it} = a_{it} + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \phi s_{it} \tag{1.30}$$

Gọi dạng biến động của TFP được biểu diễn như sau:

$$a_{it} = a_{it}^{*} + v_{it} \tag{1.31}$$

$$v_{it} = \rho v_{i,t-1} + \sigma_t + \varepsilon_{it} \tag{1.32}$$

a_{it}^{*} là giá trị dừng của TFP, giả sử $a_{it}^{*} = f(x_i) + a_t$, x_i phản ánh các nhân tố có thể ảnh hưởng đến TFP dài hạn của các quốc gia và x_i không thay đổi theo thời gian. σ_t là tất cả các cú sốc kinh tế chung và ε_{it} là các cú sốc ngẫu nhiên. Bloom và cộng sự đã chỉ ra được sự hội tụ có điều kiện của TFP và tồn tại mở rộng công nghệ. Tuy nhiên, nghiên cứu thực nghiệm không thể chứng minh được hội tụ TFP là do mở rộng công nghệ đem lại mà mở rộng công nghệ chỉ là một trong những nguyên nhân.

Như vậy, tổng thể thì lý thuyết tăng trưởng hiện đại (lý thuyết tăng trưởng nội sinh) phủ nhận sự tồn tại của hội tụ, chỉ có mô hình mở rộng công nghệ là dự báo được sự tồn tại của hội tụ có điều kiện. Tuy nhiên, hai mô hình lý thuyết trên cần phải được nghiên cứu thực nghiệm kiểm chứng.

1.1.4. FDI và tăng trưởng kinh tế

Lý thuyết tân cổ điển cho rằng "vừa làm vừa học" có thể mang lại sự lan tỏa của vốn tri thức và vốn nhân lực đối với tăng trưởng kinh tế, hơn nữa R&D là động lực quan trọng cho tiến bộ công nghệ. Mankiw và cộng sự (1992) cho rằng trình độ của vốn nhân lực không như nhau dẫn đến quá trình hội tụ về trạng thái dừng của các nền kinh tế là khác nhau. Hơn nữa, lý thuyết tân cổ điển đã mở rộng hơn về giả thuyết nền kinh tế đóng của lý thuyết cổ điển. Do vậy, sự mở cửa kinh tế trong nghiên cứu hội tụ ngày càng được coi trọng. Trong nghiên cứu của Barro và Sala-i-Martin (1997) đã chỉ ra FDI có tác dụng rất lớn đến tiến bộ công nghệ. Thông qua việc thúc đẩy các nước được đầu tư học hỏi để lĩnh hội công nghệ tiên tiến nhằm nâng cao hiệu quả quản lý và phổ biến của công nghệ sản xuất, FDI góp phần đẩy nhanh tốc độ tăng trưởng của các quốc gia và khu vực có nền kinh tế lạc hậu vượt qua các quốc gia và khu vực có nền kinh tế phát triển. Như vậy, đối với Việt Nam FDI sẽ có tác động như thế nào đến tăng trưởng kinh tế và đặc biệt đối với năng suất lao động trong khu vực công nghiệp?

1.2. Các mô hình thực nghiệm

1.2.1. Một số khái niệm cơ bản

1.2.1.1. Hội tụ

Hội tụ giữa các nền kinh tế được hiểu là xu hướng cân bằng mức thu nhập đầu người giữa các nền kinh tế theo thời gian. Để có thể đuổi kịp các nước giàu hơn, các nước có mức thu nhập đầu người thấp hơn phải đạt được tốc độ tăng trưởng nhanh hơn, đây được gọi là "hiệu ứng đuổi kịp". Ngược lại, nếu xảy ra hiện tượng phân kỳ thì một số khu vực sẽ tăng tốc nhanh hơn và một số khu vực sẽ bị tụt lại phía sau. Trên thế giới đã có khá nhiều nghiên cứu thực nghiệm về việc liệu các nền kinh tế có hội tụ với nhau hay không. Các nghiên cứu này có thể phân tích đối với những phạm trù hội tụ khác nhau, hoặc có thể sử dụng các phương pháp khác nhau để trả lời cho vấn đề hội tụ.

Các nghiên cứu về hội tụ có quan hệ chặt chẽ với lý thuyết tăng trưởng, mà điển hình là lý thuyết tăng trưởng Tân cổ điển và sau đó là lý thuyết tăng trưởng Mới. Trong quá trình nghiên cứu về lý thuyết tăng trưởng và hội tụ, một số cặp phạm trù hội tụ đã được các nhà kinh tế đặt ra trong nghiên cứu của mình và Islam (2003) đã tổng hợp một số phạm trù hội tụ đã được nghiên cứu.

1.2.1.2. Hội tụ nội tại trong một quốc gia và hội tụ giữa các quốc gia

Lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển do Solow xây dựng ban đầu chú trọng tới vấn đề hội tụ của bản thân nội bộ một quốc gia, với mục tiêu giải thích quá trình hội tụ về

trạng thái cân bằng ổn định (còn gọi là trạng thái dừng) chứ không phải là trạng thái cân bằng mất ổn định như trong lý thuyết tăng trưởng của Harrod-Domar đã nêu ra trước đó. Tuy nhiên, sau đó, các nhà kinh tế đi sau đã tiếp tục mở rộng để nghiên cứu vấn đề hội tụ ra phạm vi giữa các quốc gia.

1.2.1.3. Hội tụ tốc độ tăng trưởng và hội tụ mức thu nhập

Lý thuyết tăng trưởng Tân cổ điển của Solow đã chỉ ra tỷ lệ tăng trưởng năng suất của một quốc gia sẽ hội tụ về tỷ lệ tiến bộ công nghệ trong dài hạn. Và với giả định về tính chất ngoại sinh của tiến bộ công nghệ cũng như một số giả định khả năng tiếp cận công nghệ này đối với tất cả các nước là như nhau, tất cả các nước sẽ phải có tốc độ tiến bộ công nghệ bằng nhau, và do vậy tất cả các nước sẽ phải hội tụ về tốc độ tăng trưởng. Tuy nhiên, hội tụ về tốc độ tăng trưởng chưa đảm bảo cho việc hội tụ về mức thu nhập. Ở đây, cần có cả giả định về sự đồng nhất trong hàm sản xuất, bao gồm trạng thái công nghệ ban đầu, chất lượng nguồn nhân lực, tỷ lệ khấu hao tư bản… Nếu như tất cả các yếu tố này là đồng nhất thì mức thu nhập tại trạng thái dừng mà các nước hội tụ về sẽ phải là như nhau.

1.2.1.4. Hội tụ σ và sự phụ thuộc không gian

Tiếp cận hội tụ σ bao gồm việc tính toán các sai số tiêu chuẩn trong các thu nhập bình quân đầu người theo vùng và phân tích xu hướng dài hạn của chúng. Nếu tồn tại xu hướng giảm, thì các vùng sẽ hội tụ về một mức thu nhập chung. Thông qua sai số tiêu chuẩn của GDP bình quân đầu người đã được logarit tự nhiên để phản ánh độ lệch giữa tăng trưởng kinh tế của các khu vực. Sai số tiêu chuẩn càng lớn thì thể hiện độ lệch σ của các đơn vị kinh tế trong nền kinh tế càng lớn và ngược lại. Sai số tiêu chuẩn được xác định bởi:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\ln y_{i,t} - \overline{y}_t\right)^2} \qquad (1.33)$$

Trong đó σ là sai số tiêu chuẩn của GDP bình quân đầu người tỉnh, N là số tỉnh, y_i là GDP bình quân đầu người tỉnh i, $\overline{y}_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\ln y_{i,t}$. Nếu $\sigma_{t+1} < \sigma_t$ thì nền kinh tế được cho tồn tại hội tụ σ, ngược lại được cho là phân kỳ.

Tiếp cận hội tụ σ gặp phải một thực tế rằng độ lệch chuẩn là một thước đo rất khó nhận biết đối với các đơn vị không gian và, do đó, nó không cho phép sự phân biệt giữa các tình trạng địa lý cực kỳ khác biệt (Arbia, 2005). Hơn nữa, theo Rey và Montouri (1999), phân tích hội tụ - σ có thể "che giấu những dạng mẫu địa lý không

bình thường mà nó cũng có thể biến động theo thời gian". Do đó, sẽ là hữu ích khi phân tích các chiều không gian địa lý của phân phối thu nhập bên cạnh các hành vi động của khác biệt trong thu nhập. Điều này có thể hoàn thành được bằng cách xem xét các dạng mẫu về tự tương quan không gian dựa trên cơ sở thống kê I- Moran (Cliff và Ord, 1973), mà nó đo lường sự tương quan không gian giữa giá trị tại vị trí i và vị trí j. Thống kê I-Moran có thể biểu diễn như sau:

$$I-\text{Moran} = \frac{N}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}(x_i-\mu)(x_j-\mu)}{\sum_{i=1}^{N}(x_i-\mu)^2} \tag{1.34}$$

trong đó, N là số quan sát, w_{ij} một phần tử trong ma trận trọng số không gian đối xứng nhị phân chưa được chuẩn hóa theo hàng giữa các tỉnh mà đã xây dựng ở trên. x_i là các quan sát đối với vị trí j với trung bình μ. Để thuận tiện cho việc tính chỉ số I-Moran, thì sẽ chuẩn hóa theo hàng ma trận trọng số không gian và vẫn ký hiệu bằng ma trận W với các phần tử w_{ij}, khi đó thống kê I - Moran được xác định lại như sau:

$$I-\text{Moran} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}(x_i-\mu)(x_j-\mu)}{\sum_{i=1}^{N}(x_i-\mu)^2} \tag{1.35}$$

Các giá trị I-Moran dương (và có ý nghĩa) chỉ ra sự co cụm không gian, trong khi các giá trị I-Moran âm là tương ứng với sự phân kỳ không gian.

1.2.1.5. Hội tụ β

Khái niệm hội tụ β đã được nêu ra trong nghiên cứu của Barro và Sala-i-Martin (1992). Khái niệm hội tụ này dựa trên lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển. Theo lý thuyết này, các nền kinh tế có các đặc điểm về tỷ lệ tiết kiệm, tốc độ tăng dân số, hàm sản xuất … giống nhau sẽ hội tụ về cùng một trạng thái dừng do tác động của quy luật lợi tức cận biên giảm dần của tư bản vật chất. Điều này có nghĩa là những nước có xuất phát điểm cao hơn sẽ phải tăng trưởng chậm hơn và ngược lại những nước xuất phát điểm thấp hơn sẽ phải tăng trưởng nhanh hơn trong quá trình vận động về trạng thái cân bằng ổn định. Do vậy, mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng với mức thu nhập ban đầu (biểu thị bằng hệ số β) sẽ phải mang dấu âm.

Tuy nhiên, nghiên cứu của Quah đã đưa ra một cách tiếp cận khác về hội tụ. Thay vì xem xét một cách gián tiếp quá trình hội tụ thông qua hệ số β âm, họ xem xét

trực tiếp vấn đề hội tụ bằng cách xác định hệ số phân tán của phân phối mức thu nhập, hay có thể hiểu là hệ số biến thiên và gọi là hội tụ sigma. Tác giả đã chỉ ra rằng hội tụ β chỉ là điều kiện cần để có được hội tụ σ. Việc hệ số β âm không nhất thiết làm giảm mức độ phân tán.

Cho đến bây giờ, tiếp cận hội tụ σ đã được xem như là một tiếp cận thuyết phục nhất dưới quan điểm lý thuyết kinh tế. Ở khía cạnh xây dựng chính sách, đây cũng là một tiếp cận hết sức thuyết phục bởi vì xác định một khái niệm quan trọng của tốc độ hội tụ. Hội tụ σ đã vượt khỏi mô hình tăng trưởng nội sinh, tân cổ điển của Solow-Swan, mà trong đó giả thiết một nền kinh tế đóng, các tỷ lệ tiết kiệm là nội sinh, một hàm sản xuất dựa trên năng suất giảm dần của vốn và hiệu quả không đổi theo quy mô. Mô hình này dự đoán rằng tốc độ tăng trưởng của một vùng là tương quan dương đối với khoảng cách từ nó đến trạng thái dừng. Về cơ bản, các tác giả như Mankiw và cộng sự (1992), Barro và Sala-i-Martin (1992) đã gợi ý mô hình thống kê số liệu chéo dưới dạng ma trận như sau:

$$g_T = \ln\left[\frac{y_T}{y_0}\right] = \alpha - \left(1 - e^{-\lambda k}\right)\ln y_0 + \varepsilon \qquad (1.36)$$

$$\varepsilon \sim N\left(0, \sigma_\varepsilon^2 I_N\right)$$

Trong đó g_T là một véc tơ về tốc độ tăng trưởng thu nhập bình quân đầu người $N \times 1$ chiều giữa thời điểm ban đầu và thời điểm cuối, y_T là giá trị thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm cuối được xem xét, y_0 là giá trị thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm đầu, ε là thành phần sai số đồng nhất, độc lập và phân phối chuẩn, λ là tốc độ hội tụ, đo lường tốc độ mà các nền kinh tế sẽ hội tụ đến trạng thái dừng. Thành phần hằng số α phụ thuộc vào y^* là mức thu nhập bình quân đầu người ở trạng thái dừng. Trong thiết lập này tất cả các tỉnh đều được giả thiết là đồng nhất về mặt cấu trúc và có khả năng tiếp cận với cùng một loại công nghệ, sao cho chúng đều được đặc trưng bởi cùng trạng thái dừng, và sự khác nhau duy nhất giữa các nền kinh tế này là các điều kiện ban đầu khác nhau.

Mô hình (1.36) thường được ước lượng trực tiếp thông qua phương pháp bình phương bé nhất phi tuyến (Barro và Sala-i-Martin, 1995), hoặc tham số hóa bằng cách đặt $\beta = 1 - e^{-\lambda k}$ và ước lượng β bằng phương pháp bình phương bé nhất truyền thống. Sự hội tụ tuyệt đối được cho là tồn tại nếu ước lượng của β là âm và có ý nghĩa thống kê ($-1 < \beta < 0$). Nếu giả thuyết $\beta = 0$ bị loại bỏ, thì có thể kết luận rằng không chỉ

những vùng nghèo đói tăng trưởng nhanh hơn vùng giàu có, mà chúng đều hội tụ về cùng một mức thu nhập bình quân đầu người.

1.2.1.6. Hội tụ không điều kiện và hội tụ có điều kiện

Hội tụ không có điều kiện cho rằng tất cả các tham số $s, \delta, n, g \ldots$ của các nước là như nhau và do vậy mô hình hồi quy tốc độ tăng trưởng thu nhập bình quân theo mức thu nhập ban đầu sẽ cho hệ số β âm ngay cả khi không đưa các biến giải thích khác như tỷ lệ tiết kiệm hay tỷ lệ tăng dân số vào…Ngược lại, mô hình tăng trưởng nội sinh hay tăng trưởng mới cho rằng các tham số này là không giống nhau giữa các nước, do vậy trạng thái dừng của các nước là không giống nhau. Do vậy, trong mô hình hồi quy tốc độ tăng trưởng theo mức thu nhập ban đầu, để tính chính xác hệ số β phản ánh mối quan hệ này, thì cần phải đưa thêm các biến này vào để kiểm soát sự khác biệt của chúng (De Long, 1998).

1.2.1.7. Hội tụ thu nhập và hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp (TFP)

Quá trình hội tụ thu nhập đầu người bắt nguồn từ hai hiệu ứng diễn ra song song là hiệu ứng đuổi kịp thông qua tích lũy tư bản và hiệu ứng đuổi kịp về công nghệ. Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu đều tập trung vào vai trò của tích lũy tư bản tới việc hội tụ thu nhập. Một số nghiên cứu đã quan tâm nghiên cứu tới việc hội tụ về năng suất nhân tố tổng hợp, tức là hội tụ về mặt công nghệ. Nếu như những khác biệt về mặt công nghệ, tức là TFP, được thu hẹp theo thời gian, tức là có hội tụ, thì quá trình hội tụ thu nhập sẽ diễn ra nhanh hơn và ngược lại.

1.2.1.8. Hội tụ xu thế xác định hay xu thế ngẫu nhiên

Một số nhà nghiên cứu đã sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng chuỗi thời gian để tìm hiểu đặc điểm hội tụ chéo giữa các vùng/quốc gia. Các nghiên cứu điển hình gồm có Carlino và Mills (1993) và Bernard và Durlauf (1996). Hai quốc gia được gọi là hội tụ nếu như giá trị kỳ vọng của khoảng chênh sản lượng đầu người giữa hai quốc gia có xu hướng tiến về 0 theo thời gian.

1.2.2. Một số mô hình hội tụ trong nghiên cứu

Trong phân tích thực nghiệm rất nhiều nghiên cứu đã sử dụng các mô hình hội tụ kiểu Barro, mô hình số liệu mảng thường, mô hình xích Markov, mô hình suy giảm entropy (Minh và cộng sự, 2015 đã tóm tắt mô hình và các nghiên cứu). Tuy nhiên, có một khía cạnh mà đến giờ vẫn bị bỏ qua, đó là vai trò của hiệu ứng lan tỏa không gian.

Mô hình tăng trưởng tân cổ điển truyền thống đã được xây dựng dựa trên giả định các nền kinh tế đóng. Nó xuất phát từ thực tế là mô hình lúc ban đầu chỉ nhằm giải thích diễn biến tốc độ tăng trưởng của một nền kinh tế đơn nhất. Đến sau này người ta mới sử dụng mô hình để lý giải cho những khác biệt về tốc độ tăng trưởng thu nhập đầu người giữa các nền kinh tế. Mặc dù, có những thay đổi như vậy thì giả định gốc vẫn không thay đổi, và nó được sử dụng tiếp trong các phân tích thực nghiệm về hội tụ quốc tế. Các nhà nghiên cứu chủ yếu quan tâm tới tăng trưởng và hội tụ theo vùng, do ở cấp độ này các tập dữ liệu mới hơn, lớn hơn, và thuần nhất hơn chứ không nhận thức rằng vùng và quốc gia là những phạm trù không phải thay thế cho nhau một cách đơn thuần được. Do vậy, mặc dù giả định một nền kinh tế đóng còn có thể dùng cho phân tích ở phạm vi các nước, nhưng sẽ là không hợp lý nếu áp dụng cho các vùng trong cùng một quốc gia, ở đó các rào cản thương mại và dòng vận động nhân tố là thấp hơn rất nhiều. Mục sau đây sẽ trình bày chi tiết về kinh tế lượng không gian để giải quyết vấn đề nêu trên.

1.3. Kinh tế lượng không gian

1.3.1. Mô hình phụ thuộc không gian tuyến tính đối với số liệu chéo

Xuất phát từ mô hình hồi quy tuyến tính, mô hình kinh tế lượng không gian của ba loại tác động tương tác khác nhau có thể được phân biệt như sau: tác động tương tác nội sinh của biến phụ thuộc Y, tác động tương tác ngoại sinh giữa các biến độc lập X và tác động tương tác giữa các thành phần sai số (ε). Ban đầu, trọng tâm của kinh tế lượng không gian là các mô hình trễ không gian (mô hình SAR: Spatial autoregressive regression) và mô hình sai số không gian (mô hình SEM: Spatial error model), cả hai đều có một loại tác động tương tác. Mô hình SAR bao gồm tác động tương tác nội sinh, mô hình SEM bao gồm tác động tương tác giữa các thành phần sai số. Sách chuyên đề của Anselin (1998) và các thủ tục kiểm định cho hai mô hình trên dựa theo kiểm định nhân tử Lagrange (LM) được phát triển bởi Anselin (1996) có thể được coi là nền tảng chính của hướng đi này.

Năm 2007, trong bài phát biểu của mình tại Hội nghị thế giới đầu tiên về Kinh tế lượng không gian, Harry Kelejian đã ủng hộ các mô hình mà bao gồm cả hai tác động tương tác nội sinh và tác động tương tác giữa các thành phần sai số. Năm 2009, LeSage và Pace đặt tên cho mô hình này SAC mặc dù không chỉ ra ý nghĩa của những từ viết tắt này. Năm 2010, Elhorst đã đưa ra phương pháp ước lượng mô hình này với ma trận trọng số không gian chỉ định cho trễ không gian và sai số không gian là giống nhau. Kelejian và Prucha gọi loại mô hình này là SARAR hoặc mô hình kiểu Cliff-

Ord. Cũng tại Hội nghị thế giới đầu tiên về Kinh tế lượng không gian, James LeSage đã ủng hộ mô hình bao gồm tác động tương tác nội sinh và ngoại sinh. Ý tưởng này được trình bày trong sách của Kelley Pace năm 2009 và đã được Anselin (1988) gọi là mô hình Durbin không gian (SDM). Năm 2012, Gibbsons và Overman chỉ trích mô hình SAR, SEM, SDM và ủng hộ mô hình SLX với trễ không gian của biến độc lập X (Spatial Lag X). Trong mục dưới đây sẽ phân loại các mô hình kinh tế lượng không gian tuyến tính cho số liệu chéo và đưa ra mối quan hệ giữa chúng.

1.3.1.1. Phân loại mô hình phụ thuộc không gian tuyến tính đối với số liệu chéo

Cách tiếp cận chính trong hầu hết các phân tích không gian là bắt đầu từ mô hình hồi quy tuyến tính phi không gian và sau đó sẽ kiểm định xem các mô hình này cần mở rộng với tác động tương tác không gian hay không. Mô hình hồi quy tuyến tính phi không gian có dạng:

$$Y = \alpha\iota_N + X\beta + \varepsilon \tag{1.37}$$

trong đó, Y là véc tơ biến phụ thuộc $N\times1$ chiều, ι_N là véc tơ $N\times1$ chiều với các thành phần bằng 1, X là ma trận biến giải thích ngoại sinh $N\times K$ chiều và $\varepsilon = (\varepsilon_1,...,\varepsilon_T)^T$ là véc tơ thành phần nhiễu với ε_i được giả thiết độc lập và tuân theo quy luật xác định với kỳ vọng bằng 0 và phương sai là σ^2.

Thông thường, có ba loại tác động tương tác khác nhau có thể giải thích tại sao một quan sát kết hợp với một vị trí cụ thể có thể phụ thuộc vào một quan sát tại các địa điểm khác. Tác động tương tác đầu tiên là tác động tương tác nội sinh, biến phụ thuộc của một quan sát cụ thể A phụ thuộc biến phụ thuộc của quan sát khác, được gọi là quan sát B và ngược lại.

biến phụ thuộc y của quan sát A $\longleftrightarrow$ biến phụ thuộc y của quan sát B (1.38)

Tác động tương tác nội sinh thường được xem xét như dạng chỉ định đối với cân bằng hiệu quả của quá trình tương tác xã hội hoặc không gian, trong đó giá trị của biến phụ thuộc của cá thể được liên kết với cá thể lân cận.

Tác động tương tác thứ hai là tác động tương tác ngoại sinh, biến phụ thuộc của một quan sát cụ thể A phụ thuộc các biến độc lập của quan sát khác và ngược lại.

biến độc lập x của quan sát B $\longleftrightarrow$ biến phụ thuộc y của quan sát A (1.39)

Theo lý thuyết kinh tế, tiết kiệm và đầu tư luôn bằng nhau. Người ta không thể tiết kiệm mà không đầu tư tiền của họ ở đâu đó và họ không thể đầu tư mà không sử

dụng tiền tiết kiệm của ai đó. Điều này đúng với thế giới như toàn thể, nhưng nó không đúng với mỗi nền kinh tế riêng biệt. Vốn có thể chảy qua biên giới, do đó số lượng mỗi nền kinh tế tiết kiệm không giống như số lượng nền kinh tế đầu tư. Nói cách khác, thu nhập bình quân đầu người (GDPP) trong một nền kinh tế cũng phụ thuộc vào tỷ lệ tiết kiệm của nên kinh tế lân cận. Lưu ý, nếu số lượng biến giải thích trong mô hình hồi quy tuyến tính là K thì số lượng của các tác động ngoại sinh có thể là K. Tức là, không chỉ tỷ lệ tiết kiệm mà các biến giải thích khác có thể ảnh hưởng đến GDPP ở các nền kinh tế lân cận. Chính vì lý do này, mà ngay cả trong lý thuyết lẫn nghiên cứu thực nghiệm về tăng trưởng kinh tế và hội tụ giữa các quốc gia hoặc khu vực, biến tăng trưởng kinh tế phụ thuộc không chỉ vào mức thu nhập ban đầu, tỷ lệ tiết kiệm, tăng trưởng kinh tế, tiến bộ công nghệ, khấu hao trong nền kinh tế đó mà còn phụ thuộc các biến trên của nền kinh tế lân cận (Elhorst, 2008).

Loại tác động tương tác thứ 3 giữa các thành phần sai số

sai số u của quan sát A $\longleftrightarrow$ sai số u của quan sát B

Tác động tương tác giữa các thành phần sai số không yêu cầu một mô hình lý thuyết cho một quá trình không gian hoặc xã hội, nhưng lại phù hợp với các yếu tố quyết định đến biến phụ thuộc bị bỏ qua từ mô hình là tự tương quan không gian hoặc với những cú sốc không quan sát được kéo theo lan tỏa không gian.

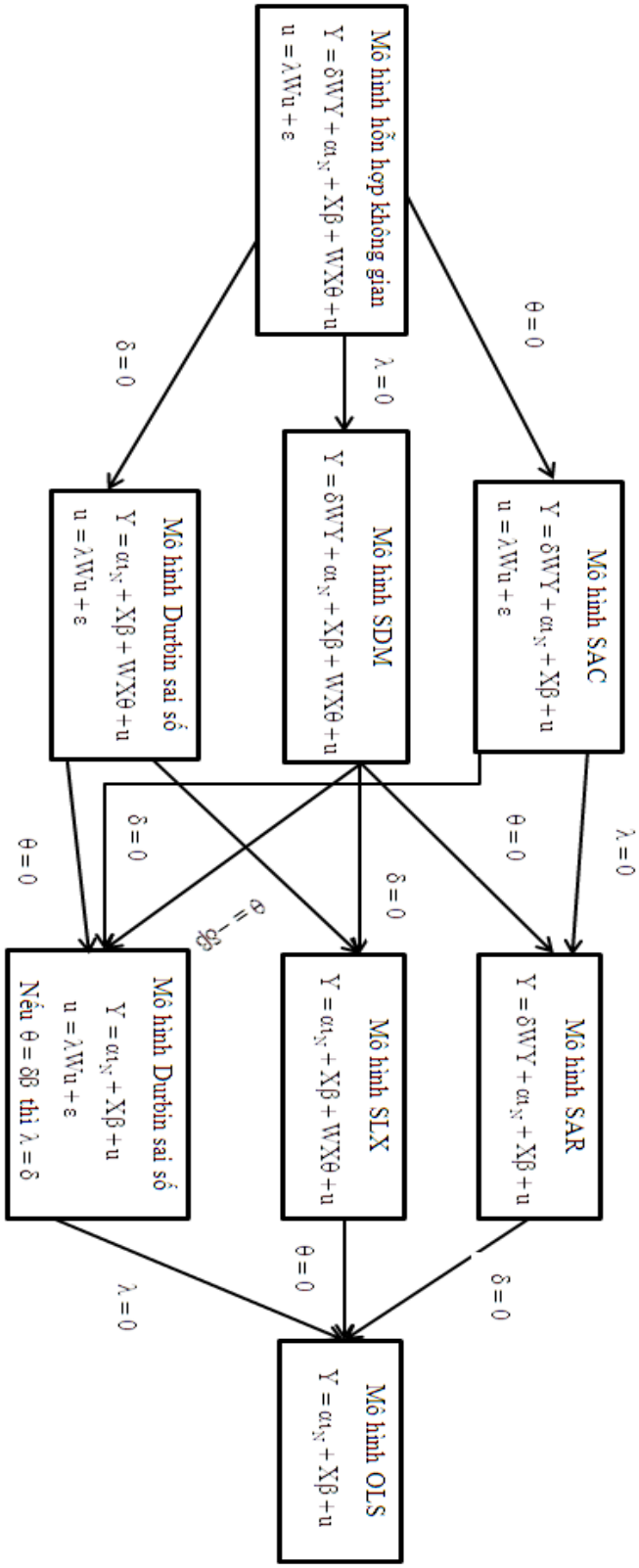
Tác động tương tác không gian giữa các thành phần sai số cũng có thể giải thích và phản ánh cơ chế thay đổi bất ngờ của chính sách tài khóa. Mô hình tổng quát của cả ba loại tác động tương tác được xác định như sau:

$$Y = \delta WY + \alpha\iota_N + X\beta + WX\theta + u \qquad (1.40a)$$

$$u = \lambda Mu + \varepsilon \qquad (1.40b)$$

trong đó, W và M là ma trận trọng số không gian có thể khác nhau hoặc giống nhau, trong khuôn khổ luận án chỉ xét trường hợp W và M giống nhau. WY ký hiệu tác động tương tác nội sinh của biến phụ thuộc, WX tác động tương tác ngoại sinh giữa các biến độc lập, và Wu tác động tương tác giữa thành phần nhiễu của các quan sát khác nhau. Mô hình (1.40a,b) được gọi là mô hình GNS (general nesting spatial). δ là hệ số tự hồi quy không gian, λ là hệ số tự tương quan không gian.

Trong hình 1.1 tổng kết họ 9 mô hình kinh tế lượng không gian tuyến tính, trong đó từ mô hình GNS có thể đạt được các mô hình khi thay đổi các tham số.



Hình 1.1. Các mô hình kinh tế lượng không gian

Nguồn: Elhorst, 2014

1.3.1.2. Điều kiện dừng của δ, λ *và* W

Ma trận trọng số không gian được sử dụng trong nghiên cứu ứng dụng: (i) ma trận tiếp giáp nhị phân bậc-p (nếu $p = 1$ bao gồm lân cận bậc 1, nếu $p = 2$ thì xét lân cận bậc 1 và bậc 2); (ii) ma trận khoảng cách nghịch đảo (với hoặc không có điểm ngưỡng); (iii) ma trận lân cận q-gần nhất (q là một số nguyên dương); (iv) ma trận khối chéo với mỗi khối biểu diễn một nhóm quan sát không gian tương tác với nhau, nhưng không tương tác với những quan sát trong nhóm khác. Thông thường, ma trận trọng số không gian là đối xứng, nhưng cũng có trường hợp ngoại lệ ma trận trọng số không gian là không đối xứng. Một ma trận đối xứng có tính chất là tất cả nghiệm đặc trưng là số thực, và tính chất này vẫn được bảo đảm khi chuẩn hóa theo hàng đối với ma trận đối xứng, trong khi ma trận không đối xứng có thể sẽ có nghiệm đặc trưng phức.

Kelejian và Prucha (1998,1999) và Lee (2004) đưa ra các giả thiết để chứng minh sự tồn tại của ước lượng GMM cho mô hình SAR và SAC và ước lượng ML cho mô hình SAR. Ma trận trọng số không gian W là ma trận không âm với các phần tử trên đường chéo chính bằng 0. Các ma trận $I_N - \delta W$ và $I_N - \lambda W$ là không suy biến, trong đó I_N là ma trận đơn vị cấp N. Với một ma trận W đối xứng điều kiện này thỏa mãn δ, λ nằm trong khoảng $(1/w_{min}; 1/w_{max})$, w_{min}, w_{max} tương ứng là nghiệm đặc trưng nhỏ nhất và lớn nhất của W. Nếu W được chuẩn hóa thì khoảng giá trị thay đổi thành $(1/w_{min}; 1)$. LeSage và Pace (2009) giải thích cho trường hợp δ, λ giới hạn trong khoảng $(1/r_{min}; 1)$, r_{min} bằng nghiệm đặc trưng thuần âm của W sau khi đã chuẩn hóa theo hàng. Kelejian và Prucha (1998, 1999) giả sử rằng δ, λ được giới hạn trong khoảng $(-1; 1)$. Điều kiện cuối cùng là một trong hai điều kiện sau được thỏa mãn: (a) Tổng hàng và cột của các ma trận W, $(I_N - \delta W)^{-1}$ và $(I_N - \lambda W)^{-1}$ trước khi W là chuẩn hóa theo hàng có trị tuyệt đối bị giới hạn khi $N \to \infty$ hoặc (b) tổng hàng và cột của W trước khi W chuẩn hóa theo hàng không phân kỳ tới ∞ theo tốc độ bằng hoặc nhanh hơn tốc độ của kích thước mẫu N.

1.3.1.3. Các phương pháp ước lượng

Mô hình kinh tế lượng không gian có thể được ước lượng bằng phương pháp hợp lý tối đa (ML) (Cliff và Ord, 1973), tựa hợp lý tối đa (QML) (Lee, 2004), biến công cụ (IV) (Anselin, 1988), phương pháp mô men tổng quát (GMM) (Kelejian và Prucha, 1998, 1999) hoặc phương pháp Bayesian Xích Markov Monte Carlo (Bayesian MCMC) (LeSage). Trong khuôn khổ luận án, phần lớn nghiên cứu sử

dụng phương pháp ML để ước lượng vì vậy trong phần này chỉ trình bày những điểm mạnh điểm yếu của các phương pháp ước lượng khác đối với số liệu chéo.

Một trong những ưu điểm nổi bật của phương pháp QML và IV/GMM là không yêu cầu giả thiết phân bố chuẩn của nhiễu ε. Tuy nhiên, cả hai phương pháp ước lượng đều giả thiết thành phần nhiễu ε_i là độc lập và có phân bố xác định với kỳ vọng bằng 0 và phương sai không đổi σ^2. Một nhược điểm của phương pháp IV/GMM là khả năng kết thúc với hệ số ước lượng δ trong mô hình SAR và hệ số ước lượng λ trong mô hình SEM nằm ngoài khoảng giới hạn. Trong khi các hệ số được giới hạn trong khoảng $(1/r_{min};1)$ bằng thành phần Jacobian trong hàm hợp lý của ước lượng ML hoặc điều kiện phân bố của tham số không gian của ước lượng Bayesian, nhưng không giới hạn trong IV/GMM do ước ượng bỏ thành phần Jacobian.

Để tránh những khó khăn trong tính toán là một trong những lý do quan trong để phát triển phương pháp IV/GMM (Kelejian và Prucha, 1998, 1999). Ước lượng mô hình kinh tế lượng không gian bao gồm tính toán của ma trận cấp $N \times N$ như phép nhân, ma trận nghịch đảo, nghiệm đặc trưng, phân rã Cholesky, đặc biệt khi N lớn thì khối lượng tính toán rất lớn. Do ước lượng IV/GMM bỏ qua thành phần Jacobian thì sẽ tránh được một khối lượng tính toán tương đối lớn. Tuy nhiên, LeSage và Pace (2009) đưa ra bằng chứng về ước lượng ML và ước lượng Bayesian MCMC khắc phục được những khối lượng tính toán lớn đó. Mặc dù vậy, Fingleton và Le Gallo (2007,2008), Drukker và cộng sự (2013), Liu và Lee (2013) chứng minh được ước lượng IV/GMM là rất hữu ích trong trường hợp mô hình phụ thuộc không gian tuyến tính có một hoặc nhiều biến giải thích nội sinh (trừ biến trễ không gian) mà cần công cụ hóa, bởi vì những sai số đo lường trong các biến giải thích, biến bỏ sót tương quan với các biến giải thích hoặc bởi vì tồn tại của một tập phương trình cấu trúc đồng thời (có thể chưa xác định hoặc chưa biết). Ước lượng ML hoặc Bayesian của mô hình một phương trình với trễ không gian và thêm biến nội sinh được trình bày rất ít trong tài liệu về kinh tế lượng không gian nếu không phải nói là không có. Điều tương tự cũng áp dụng cho mô hình một phương trình với quá trình sai số (SEM và mô hình Durbin sai số). Ngược lại, mô hình bao gồm trễ không gian và thêm các biến nội sinh có thể được ước lượng trực tiếp từ phương pháp bình phương hai giai đoạn (2SLS). Hơn nữa, Fingleton và Le Gallo (2008) đã xét ước lượng hỗn hợp 2SLS/GMM bao gồm các biến giải thích nội sinh.

1.3.2. Mô hình số liệu mảng không gian

Các chỉ định và phương pháp ước lượng liên quan đến số liệu mảng không gian ngày được quan tâm trong các tài liệu về kinh tế lượng không gian. Mối quan tâm này

được giải thích bởi các bộ số liệu lớn có đơn vị không gian tuân theo thời gian và bởi thực tế đối với số liệu mảng thì các nhà nghiên cứu mở rộng thêm được mô hình tốt hơn so với số liệu chéo. Đây chính là trọng tâm chính của các nghiên cứu kinh tế lượng không gian trong một thời gian dài bắt đầu từ đầu thế kỷ.

Mở rộng mô hình GNS cho số liệu chéo gồm N quan sát thành mô hình không - thời gian với một số liệu mảng gồm N quan sát và T thời kỳ như sau:

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha\iota_N + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \upsilon_t\iota_N + u_t \quad (1.41)$$

$$u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t \quad (1.42)$$

trong đó, $\mu = (\mu_1,...,\mu_N)^T$. Tác động không - thời gian được chỉ định như tác động cố định (FE: fixed effects) hoặc tác động ngẫu nhiên (RE: random effects). Trong mô hình FE, một biến giả được xây dựng cho mỗi đơn vị không gian và mỗi đơn vị thời gian, trong khi trong mô hình RE, μ_i và υ_t được xem như biến ngẫu nhiên độc lập và có phân bố xác định với kỳ vọng bằng 0 và phương sai lần lượt là σ_μ^2 và σ_υ^2.

1.3.2.1. Mô hình tiêu chuẩn cho số liệu mảng

Mô hình hồi quy tuyến tính gộp với chỉ định tác động không gian nhưng không tương tác không gian biểu diễn như sau:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1.43)$$

trong đó i là chỉ số chéo (đơn vị không gian) với $i = 1,2,...,N$ và t là chỉ số thời gian (đơn vị thời gian) với $t = 1,2,...,T$. Y là biến phụ thuộc là véc tơ $NT \times 1$ chiều, X là biến giải thích là ma trận $NT \times K$ chiều.

a. Mô hình FE

Nếu tác động không gian được xem như FE thì các tham số của mô hình (1.43) được ước lượng theo ba bước. Bước thứ nhất, tác động cố định không gian μ_i được loại bỏ khỏi mô hình bằng cách đặt:

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{it};\ x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{it} \quad (1.44)$$

Bước hai, ước lượng mô hình biến đổi $y_{it}^* = x_{it}^*\beta + \varepsilon_{it}^*$ bằng phương pháp OLS:

$$\beta = \left(X^{*T}X^*\right)^{-1} X^{*T}Y^* \text{ và } \sigma^2 = \left(Y^* - X^*\beta\right)^T \left(Y^* - X^*\beta\right) / \left(NT - N - K\right),$$

ước lượng này còn được biết như là ước lượng biến giả bình phương nhỏ nhất (LSDV). Ngoài phương pháp ước lượng OLS cũng có thể sử dụng phương pháp ước lượng ML với hàm hợp lý là:

$$\text{LogL} = -\frac{NT}{2}\log\left(2\pi\sigma^2\right) - \frac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it}^* - x_{it}^*\beta\right)^2 \qquad (1.45)$$

$\beta = \left(X^{*T}X^*\right)^{-1}X^{*T}Y^*$ và $\sigma^2 = \left(Y^* - X^*\beta\right)^T\left(Y^* - X^*\beta\right)/\left(NT\right)$ là ước lượng ML của β và σ^2. Lưu ý, các tác động không gian chỉ có thể được ước lượng thích hợp khi T đủ lớn, bởi vì số quan sát khả thi cho ước lượng mỗi μ_i là T. Một vấn đề quan trọng là lấy mẫu quan sát nhiều hơn trong quan sát chéo không thích hợp cho việc thiếu quan sát về thời gian do số tham số chưa biết tăng lên khi N tăng lên. Tuy nhiên, tính không thích hợp của μ_i không ảnh hưởng đến ước lượng của các hệ số góc β do ước lượng không là một hàm chứa biến μ_i. Do đó, vấn đề trên không ảnh hưởng đến khi trong phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm ta chỉ quan tâm đến β mà không quan tâm đến μ_i.

b. Mô hình RE

Để đạt được ước lượng ML của các tham số trong mô hình RE, thì có thể sử dụng hồi quy hai bước. Hàm hợp lý của mô hình RE (1.43) là,

$$\text{LogL} = -\frac{NT}{2}\log\left(2\pi\sigma^2\right) + \frac{N}{2}\log\tau^2 - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it}^\bullet - x_{it}^\bullet\beta\right)^2 \qquad (1.46)$$

trong đó, τ ký hiệu là trọng số thuộc thành phần chéo với $\tau^2 = \dfrac{\sigma^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma^2} \le 1$ và $\bullet$ ký hiệu biến đổi của các biến:

$$y_{it}^\bullet = y_{it} - (1-\tau)\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}y_{it} \text{ và } x_{it}^\bullet = x_{it} - (1-\tau)\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}x_{it} \qquad (1.47)$$

Các tham số τ, β và σ^2 đạt được bằng cách giải điều kiện cực đại bậc 1 đối với $\beta = \left(X^{\bullet T}X^\bullet\right)^{-1}X^{\bullet T}Y^\bullet$ và $\sigma^2 = \left(Y^\bullet - X^\bullet\beta\right)^T\left(Y^\bullet - X^\bullet\beta\right)/NT$. Tương tự, τ cũng ước lượng được bằng cực đại hàm hợp lý:

$$\text{LogL} = -\frac{NT}{2}\log\left\{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - (1-\tau)\frac{1}{T}\sum_{t_1=1}^{T}y_{it_1} - \left[x_{it} - (1-\tau)\frac{1}{T}\sum_{t_1=1}^{T}x_{it_1}\right]\beta\right)^2\right\} + \frac{N}{2}\log\tau^2 \qquad (1.48)$$

1.3.2.2. Ước lượng các mô hình số liệu mảng không gian

Giả thiết rằng ma trận trọng số không gian W là không đổi theo thời gian và số liệu mảng là mảng cân đối. Khi đó hai mô hình trễ không gian, sai số không gian và mô hình Durbin không gian được chỉ định như sau:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} + x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1.49}$$

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1.50a}$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{N} w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \tag{1.50b}$$

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_{jt} + \alpha_0 + x_{it}\beta + \gamma \sum_{j=1}^{n} w_{ij} x_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1.51}$$

a. Mô hình trễ không gian tác động cố định

Theo Anselin và cộng sự (2006), phần mở rộng của mô hình tác động cố định với một biến trễ không gian của biến phụ thuộc đặt ra hai sự phức tạp. Thứ nhất, ngoại sinh của $\sum_j w_{ij} y_{jt}$ vi phạm giả thiết về hồi quy chuẩn là $E\left[\left(\sum_j w_{ij} y_{jt}\right)\varepsilon_{it}\right] = 0$, trong ước lượng mô hình vấn đề này cần phải tính đến. Sự phức tạp thứ hai, phụ thuộc không gian giữa các quan sát tại mỗi thời điểm có thể ảnh hưởng đến việc ước lượng các tác động cố định.

Ước lượng ML được suy ra từ sự tính đến nội sinh của $\sum_j w_{ij} y_{jt}$. Hàm hợp lý của mô hình (1.50) nếu tác động không gian được giả thiết là cố định được xác định bởi:

$$\text{Log}\,L = -\frac{NT}{2}\log\left(2\pi\sigma^2\right) + T\log\left|I_N - \delta W\right| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta - \mu_i\right)^2 \tag{1.52}$$

trong đó, thành phần thứ hai bên phải biểu diễn cho thành phần Jacobian của biến đổi từ ε tới y tính cả nội sinh của $\sum_j w_{ij} y_{jt}$. Đạo hàm riêng cấp 1 của hàm hợp lý theo μ_i sẽ tìm được:

$$\mu_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta\right),\ i = 1, 2, ..., N \tag{1.53}$$

Từ phương trình (1.49) áp dụng cho các động cố định trễ không gian một cách đơn giản. Tuy nhiên, Lee và Yu (2010) cho thấy có những trường hợp phụ thuộc vào N và T, trong đó hiệu chỉnh đối với một số tham số cần được thực hiện với sự phụ thuộc của các quan sát tại mỗi thời điểm. Thay nghiệm μ_i vào hàm hợp lý và sắp xếp lại ta thu được hàm hợp lý của β, δ và σ^2:

$$\text{LogL} = -\frac{NT}{2}\log\left(2\pi\sigma^2\right) + T\log\left|I_N - \delta W\right| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it}^* - \delta\left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt}\right]^* - x_{it}^*\beta\right)^2 \tag{1.54}$$

Anselin và Hudak (1992) đã đưa ra cách ước lượng các tham số β, δ và σ^2 của mô hình trễ không gian bắt đầu từ số liệu chéo. Thủ tục ước lượng này có thể sử dụng cực đại hàm hợp lý (1.58) với khác biệt giữa hai thủ tục này là số chiều của dữ liệu.

Đầu tiên, sắp xếp các quan sát như số liệu chéo với $t = 1, 2, ..., T$ thu được $NT \times 1$ véc tơ đối với $Y^*, \left(I_T \otimes W\right)Y^*$ và một ma trận $NT \times K$ đối với X^*. Lưu ý rằng các tính toán này được thực hiện một lần duy nhất và ma trận chéo $NT \times NT$ chiều $I_T \otimes W$ không được lưu giữ. Đối với bộ số liệu lớn sẽ làm chậm đáng kể quá trình tính toán ước lượng ML. Thứ hai, ký hiệu b_0, b_1 là ước lượng OLS của hồi quy Y^* và $\left(I_T \otimes W\right)Y^*$ theo X^*, ký hiệu e_0^*, e_1^* là phần dư tương ứng. Ước lượng ML của δ sẽ đạt được bằng cách cực đại hàm hợp lý:

$$\text{LogL} = C - \frac{NT}{2}\log\left[\left(e_0^* - \delta e_1^*\right)^T\left(e_0^* - \delta e_1^*\right)\right] + T\log\left|I_N - \delta W\right| \tag{1.55}$$

trong đó C là một hằng số không phụ thuộc δ. Thứ ba, ước lượng của β và σ^2 được tính từ ước lượng của δ:

$$\beta = b_0 - \delta b_1 = \left(X^{*T}X^*\right)^{-1}X^{*T}\left[Y^* - \delta\left(I_T \otimes W\right)Y^*\right] \tag{1.56}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT}\left(e_0^* - \delta e_1^*\right)^T\left(e_0^* - \delta e_1^*\right) \tag{1.57}$$

b. Mô hình sai số không gian tác động cố định

Anselin và Hudak (1992) cũng đã mở rộng ước lượng ML từ số liệu chéo để ước lượng các tham số β, λ và σ^2 của mô hình sai số không gian với tác động cố định. Hàm hợp lý của mô hình (1.50a) và (1.50b) với tác động không gian được giả thiết là cố định được xác định bởi:

$$\begin{aligned} LogL = &-\frac{NT}{2}\log\left(2\pi\sigma^2\right) + T\log\left|I_N - \delta W\right| \\ &-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left\{y_{it}^* - \lambda\left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt}\right]^* - \left(x_{it}^* - \lambda\left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij}x_{jt}\right]^*\right)\beta\right\}^2 \end{aligned} \tag{1.58}$$

c. Mô hình Durbin không gian tác động cố định

Hàm hợp lý của mô hình (1.51) với tác động cố định được xác định bởi:

$$\begin{aligned} &L\left(y_{it}, \beta, \gamma, \sigma^2\right) = -\frac{NT}{2}\ln\left(2\pi\sigma^2\right) + T\sum_{i=1}^{N}\ln\left(1-\rho w_i\right) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T} e_t' e_t \\ &e_t = \left(I - \rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}\right)y_{jt} - x_{it}\beta - \gamma\sum_{j=1}^{n} w_{ij}x_{jt} \end{aligned} \tag{1.59}$$

1.3.3. Mô hình số liệu mảng không gian động

1.3.3.1. Mô hình số liệu mảng động không gian

Một mục đích của kinh tế lượng không gian là kết hợp giữa tương tác không gian và cấu trúc không gian vào trong phân tích hồi quy. Mô hình sai số không gian và mô hình trễ không gian là hai cách tiếp cận khác nhau để giải quyết các vấn đề phụ thuộc không gian (Anselin, 2006). Trong mục này, sẽ nghiên cứu mô hình không - thời gian như sau:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \delta W y_{it} + \left(\eta_i + \nu_{it}\right), \left|\alpha\right| < 1 \tag{1.60}$$

trong đó $i = 1, 2, ..., N$ là chỉ số chéo, $t = 1, 2, ..., T$ là chỉ số thời gian.

Theo Anselin (2008) một biến phụ thuộc trễ không gian có thể gây ra các vấn đề nội sinh, có nghĩa rằng biến này phải được coi là nội sinh và phải có phương pháp thích hợp để ước lượng biến nội sinh này. Giả thiết rằng tất cả các biến giải thích đều là nội sinh bên cạnh thành phần trễ không gian, thì thông thường để ước lượng mô hình trễ không gian động người ta sử dụng phương pháp ước lượng GMM. Mô hình (1.60) được ước lượng bởi phương pháp ước lượng GMM với mô men giống nhau như ước lượng của Arellano-Bond và ma trận là ma trận trọng số không gian được tính trong phần trên.

Trọng tâm của số liệu mảng ở đây là số lượng thời kỳ nhỏ kết hợp với số lượng các đơn vị không gian. Giả thiết rằng mô hình tại thời điểm t được cho bởi:

$$y_N(t) = \lambda y_N(t-1) + \delta W_N y_N(t) + X_N(t)\beta + u_N(t) \tag{1.61}$$

trong đó $y_N(t)$ là véc tơ quan sát $N\times 1$ chiều của biến phụ thuộc, $y_N(t-1)$ là trễ một thời kỳ của biến phụ thuộc, W_N là ma trận trọng số không gian cấp $N\times N$, $X_N(t)$ là ma trận quan sát cấp $N\times K$ của các biến giải thích ngoại sinh (K là ký hiệu số biến), $u_N(t)$ là véc tơ $N\times 1$ chiều các thành phần sai số ngẫu nhiên. Khi đó mô hình (1.70) được viết lại như sau:

$$y_N(t) = (I_N - \delta W_N)^{-1}(\lambda y_N(t-1) + X_N(t)\beta + u_N(t)) \qquad (1.62)$$

với I_N là ma trận đơn vị cấp $N\times N$, tính dừng của mô hình không chỉ yêu cầu $|\lambda| < 1$, mà còn yêu cầu nghiệm đặc trưng của ma trận $\lambda(I_N - \rho W_N)^{-1}$ nằm trên đường tròn đơn vị, tức là (Elhorst, 2010) $|\lambda| + \delta w_L < 1$ nếu $\delta < 0$ và $|\lambda| + \delta w_U < 1$ nếu $\delta \geq 0$, trong đó w_L, w_U là nghiệm đặc trưng nhỏ nhất và lớn nhất của ma trận trọng số không gian W_N. Đặc biệt nếu W_N được chuẩn hóa theo hàng thì ta sẽ tìm được $w_U = 1$.

Tương quan sai số không gian tự sinh ra khi biến bị thiếu từ mẫu không gian, lợi ích thu được là ma trận hiệp phương sai của các thành phần sai số ngẫu nhiên $u_N(t)$ có đường chéo chính bằng 0. Tương quan sai số không gian trong trường hợp này với cấu trúc sai số ngẫu nhiên mô hình (1.64) là trung bình trọng số không gian của thành phần sai số lân cận, ở đây trọng số được cho bởi ma trận chuẩn hóa theo hàng cấp $N\times N$ là M_N của trọng số không gian (trong trường hợp W_N cũng là ma trận chuẩn hóa theo hàng thì có thể lấy $M_N = W_N$). Khi đó quá trình tự hồi quy không gian được xác định như sau:

$$u_N(t) = \rho M_N u_N(t) + \varepsilon_N(t) \qquad (1.63)$$

trong đó, ρ là hệ số tự hồi quy không gian, $\varepsilon_N(t)$ là véc tơ thành phần mới. Việc giải thích tham số ρ là rất khác so với tham số δ trong mô hình trễ không gian, trong đó không có mối quan hệ đặc biệt nào với một nền tảng lý thuyết về các tương tác không gian. Quá trình sai số không gian (1.63) có thể được viết dưới dạng sau:

$$u_N(t) = (I_N - \rho M_N)^{-1}\varepsilon_N(t) \qquad (1.64)$$

Nếu $|\rho| < 1$ thì quá trình sai số không gian là ổn định và khi đó tác động phản hồi là đóng. Véc tơ thành phần mới được định nghĩa như sau:

$$\varepsilon_N(t) = \eta_N + v_N(t) \qquad (1.65)$$

$v_N(t)$ tuân theo quy luật $N(0, I_N^2)$. Khi đó, mô hình (1.60), (1.64), (1.65) được viết lại dưới dạng sau:

$$\begin{aligned} y_N(t) &= Z_N(t)\theta + u_N(t) \\ u_N(t) &= (I_N - \rho M_N)^{-1}\left[\eta_N + v_N(t)\right] \end{aligned} \tag{1.66}$$

trong đó $Z_N(t) = \left[y_N(t-1), W_N y_N(t), X_N(t)\right], \theta = \left[\lambda, \delta, \beta^T\right]^T$.

Nếu $\lambda = \rho = 0, \delta > 0$ thì mô hình (1.66) là mô hình trễ không gian. Nếu $\lambda = \delta = 0, \rho > 0$ thì (1.66) là mô hình sai số không gian. Nếu $\lambda > 0, \rho = \delta = 0$ thì (1.66) là mô hình dữ liệu mảng động Arellano-Bond.

1.3.3.2. Ước lượng mô hình số liệu mảng động không gian

Trong khuôn khổ của luận án, sẽ sử dụng hai phương pháp để ước lượng mô hình số liệu mảng động không gian: phương pháp ước lượng Arellano-Bond và phương pháp ước lượng Bludell-Bond (Phạm Anh Tuấn và Nguyễn Khắc Minh, 2015).

1.3.4. Phương pháp xác định ma trận trọng số không gian

Để nghiên cứu hội tụ theo không gian, thì cần phải xây dựng mô hình và kiểm định liệu sự phụ thuộc không gian có tồn tại hay không. Để xây dựng được mô hình thì nhất định phải xây dựng ma trận trọng số và thực hiện các kiểm định cần thiết.

Mô hình kinh tế lượng không gian được xây dựng sẽ lấy các tỉnh là các đơn vị không gian. Thông thường trong các phân tích thực nghiệm các đơn vị hành chính thường được sử dụng nhiều nhất. Trong điều kiện ở Việt Nam thì lấy tỉnh là đơn vị không gian sẽ phù hợp nhất cho phân tích bởi vì nguồn dữ liệu ở cấp tỉnh có thể lấy được. Cách xác định ma trận trọng số là như sau: đối với mỗi tỉnh, xác định một điểm trung tâm (đó là thị xã hoặc thành phố). Đối với điểm trung tâm dựa trên vị trí địa lý ở bản đồ sẽ xác định được kinh độ và vĩ độ của điểm trung tâm và có thể gán tọa độ cho các điểm trung tâm đó. Sử dụng khoảng cách Euclidian trong không gian 2 chiều đặt:

$$d_{ij} = d(s_i, s_j) = \sqrt{(s_i - s_j)^T (s_i - s_j)} \tag{1.67}$$

Trong đó d_{ij} là khoảng cách hai điểm s_i và s_j. Hai tỉnh i và j được gọi là lân cận nếu thỏa mãn một trong hai điều kiện sau: nếu $0 \le d_{ij} \le d^*, d_{ij}$ là khoảng cách được xác định theo công thức (1.70), d^* được gọi là điểm cắt tới hạn và nếu $d_{ij} = \min(d_{ik}), \forall i, k$. Đặt $N(i)$ là tập tất cả các tỉnh lân cận của tỉnh i. Khi đó ma trận trọng số nhị phân là ma trận gồm các phần tử được xác định như sau:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & j \in N(i) \\ 0, & j \notin N(i) \end{cases}$$

Đặt $\eta_j = \sum_j w_{ij}$, và $w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\eta_j}$, khi đó ta được ma trận $W^* = \left[w_{ij}^* \right]_{N \times N}$ là ma trận trọng số không gian dạng nhị phân chuẩn hóa theo hàng. Sử dụng phương pháp luận trên đây, sẽ xây dựng được ma trận trọng số cho 60 tỉnh (60 đơn vị không gian trong nghiên cứu thực nghiệm).

1.3.5. Kiểm định sự phụ thuộc không gian

Kiểm định đầu tiên trong kiểm định tính chất phụ thuộc không gian là kiểm định I-Moran. Khác so với trong hội tụ σ, kiểm định I-Moran sẽ sử dụng phần dư từ ước lượng OLS.

1.3.5.1 Kiểm định I-Moran

Thống kê kiểm định:

$$I = \frac{e^T W e}{e^T e} \tag{1.68}$$

trong đó e là véc tơ phần dư, W là ma trận trọng số không gian chuẩn hóa theo hàng. Với giả thiết phần dư tuân theo quy luật chuẩn thì thống kê I-Moran sẽ tiệm cận phân phối chuẩn với:

$$E(I) = \frac{k-1}{N-k-1} tr(MW) \tag{1.69}$$

$$V(I) = \frac{tr\left(MW(MW)^T\right) + tr(MW)^2 + \left[tr(MW)\right]^2}{(N-k-1)(N-k+1)} - \left(E(I)\right)^2$$

trong đó tr là vết của ma trận, $M = I - X\left(X^T X\right)^{-1} X^T$.

Kiểm định dựa trên hai loại mô hình kinh tế lượng trễ không gian và sai số không gian có thể sử dụng các kiểm định như kiểm định nhân tử Lagrange (LM) và kiểm định Rao Score. Anselin và cộng sự (1996) thông qua phương pháp Monte Carlo khi xem xét mẫu hữu hạn và kiểm định xu thế đưa ra phương pháp hiệu chỉnh kiểm định LM để kiểm định phụ thuộc không gian tương quan. Họ đã phát hiện ra phương pháp LM hiệu chỉnh đối với mẫu hữu hạn có rất nhiều thuộc tính. Nghiên cứu này sử

dụng phương pháp kiểm định LM của Anselin đối với hai loại mô hình trên để lựa chọn mô hình thích hợp.

1.3.5.2. Kiểm định sai số tự tương quan theo không gian có tồn tại hay không?

H0: không tồn tại phụ thuộc không gian (H0: $\delta = 0$)

Đối với số liệu chéo thì thống kê kiểm định:

$$LME = \frac{\left(\frac{e^T We}{e^T e}\right)^2}{tr\left(W^T W + W^2\right)} \tag{1.70}$$

Đối với số liệu mảng thì thống kê kiểm định:

$$LME = \frac{\left(\frac{e^T We}{e^T e / NT}\right)^2}{tr\left(I_T \otimes W_N^T W_N + I_T \otimes W_N^2\right)} \tag{1.71}$$

Thống kê LME tuân theo phân phối $\chi^2(1)$.

1.3.5.3. Kiểm định trễ không gian có tồn tại hay không?

H0: không tồn tại phụ thuộc không gian (H0: $\rho = 0$)

Đối với số liệu chéo thì thống kê kiểm định:

$$LML = \frac{\left(\frac{e^T Wy}{e^T e}\right)^2}{\frac{(WX\beta)^T M(WX\beta)}{e^T e} + tr\left(W^T W + W^2\right)} \tag{1.72}$$

trong đó y là biến phụ thuộc, X là ma trận biến độc lập, β là ước lượng OLS.

Đối với số liệu mảng thống kê kiểm định:

$$LML = \frac{\left(\frac{e^T Wy}{e^T e / NT}\right)^2}{\frac{(WX\beta)^T M(WX\beta)}{e^T e} + tr\left(W_N^T W_N + W_N^2\right)} \tag{1.73}$$

Số liệu mảng thì $M = I_{NT} - X\left(X'X\right)^{-1} X'$. Thống kê LML tuân theo phân phối $\chi^2(1)$.

Đối với mô hình Durbin không gian (SDM) sẽ tiến hành kiểm định nhân tố với giả thuyết gốc $H_0 : \gamma_i = -\rho\beta_i$ với tiêu chuẩn kiểm định:

$$LR_{COM} = 2\left[L\left(y_{it}, \beta, \gamma, \sigma^2\right) - L\left(x_{it}, \rho, \sigma^2\right)\right] \quad (1.74)$$

Trong đó,

$$L\left(x_{it}, \rho, \sigma^2\right) = -\frac{NT}{2}\ln\left(2\pi\sigma^2\right) - T\sum_{i=1}^{N}\ln\left(1-\delta w_i\right) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t'\varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \left(y_{it} - x_{it}\beta\right)\left(I - \rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}\right)$$

Thống kê LR_{COM} tuân theo quy luật $\chi^2(1)$. Nếu giả thuyết H_0 bị bác bỏ thì thích hợp với mô hình SDM, ngược lại thì thích hợp với mô hình sai số không gian.

1.4. Tổng quan nghiên cứu

Trong thời gian gần đây, tăng trưởng đã có một vị trí ngày càng quan trọng trong mối quan tâm của các nhà kinh tế vĩ mô, thay thế dần cho vị trí thống trị trước đó của chu kỳ kinh doanh. Sự thay đổi này bắt nguồn từ hai lý do chủ yếu. Thứ nhất, việc thừa nhận một thực tế là trong trung và dài hạn, xu thế đóng vai trò quan trọng hơn so với chu kỳ về mặt phúc lợi - nếu như những dao động của thu nhập vẫn cứ duy trì ở mức thấp như đã từng có trong vài thập niên trở lại đây. Thứ hai, việc các nhà kinh tế ngày càng không hài lòng với các mô hình tân cổ điển truyền thống, những mô hình đã tập hợp lại quan điểm thống nhất chung trước đó về các nhân tố quyết định tới tăng trưởng - chủ yếu là do các mô hình này đã không có khả năng giải thích được những đặc điểm then chốt của dữ liệu như là sự gia tăng về bất bình đẳng quốc tế hay việc thiếu hụt các dòng vốn chảy tới các quốc gia kém phát triển hơn. Việc không hài lòng với lý thuyết đã khiến các nhà kinh tế bắt đầu việc tìm kiếm các lý thuyết mới thay thế cho mô hình tân cổ điển truyền thống vốn đã dẫn dắt hướng nghiên cứu gần đây về vấn đề tăng trưởng nội sinh. Ở cấp độ lý thuyết, nhiều tác giả đã xây dựng các mô hình bắt nguồn từ những giả định truyền thống về tính chất của hàm sản xuất hay các nhân tố quyết định tới tiến bộ công nghệ, các mô hình này đã đưa ra được các dự báo về tiến triển trong phân phối thu nhập quốc tế tương phản so với những gì mà lý thuyết tân cổ điển đưa ra. Một trong số các mô hình này nhấn mạnh tới vai trò của các nhân tố tăng trưởng đã bị bỏ qua trong các lý thuyết trước đó và đưa ra các hàm ý chính sách mang tính chất hành động nhiều hơn so với các mô hình truyền thống. Ở cấp độ thực nghiệm, cũng có một lượng nghiên cứu đáng kể cố gắng kiểm chứng tính giá trị của các mô hình lý thuyết khác đã từng được đề xuất, để định lượng tác động của các nhân tố khác nhau được quan tâm tới tăng

trưởng và tới diễn biến của bất bình đẳng thu nhập giữa các vùng và ở phạm vi quốc tế. Phần tổng quan sau sẽ mô tả, phân tích, đánh giá ngắn gọn, rõ ràng mức độ thành công, hạn chế của một số công trình nghiên cứu trong và ngoài nước có liên quan về lĩnh vực nghiên cứu của luận án đó là nghiên cứu hội tụ sử dụng hồi quy số liệu chéo, sử dụng số liệu mảng và kinh tế lượng không gian. Đối với các nghiên cứu hội tụ sử dụng chuỗi thời gian, phương pháp phân phối, một số phương pháp khác được tham khảo trong.

1.4.1. Nghiên cứu hội tụ sử dụng hồi quy với số liệu chéo

1.4.1.1. Nghiên cứu sử dụng hồi quy với số liệu chéo

Trong tài liệu công bố có một số lượng lớn các nghiên cứu kiểm định cái gọi là giả thiết hội tụ quan tâm đến sự cùng chuyển động của tăng trưởng trung bình của nền kinh tế với mức thu nhập khởi đầu (Baumol, 1986; Barro và Sala-i-Martin, 1992a,1992b, 1991, 1995, 1997; Mankiw, Romer và Weil, 1992). Giả định hàm sản xuất gộp là lõm đóng một vai trò trung tâm trong giả thiết này. Giả định này hàm ý rằng trong một giai đoạn các nền kinh tế nghèo ở giai đoạn đầu sẽ có tư bản và lao động tăng trưởng nhanh hơn so với các nền kinh tế giàu ở giai đoạn đầu, cuối cùng làm cân bằng những chênh lệch giữa các nước trong giai đoạn đầu.

Tuy nhiên, bắt đầu với Romer (1994), lý thuyết tăng trưởng mới đã thách thức những hàm ý bắt kịp của giả thiết này, và chỉ ra rằng thu nhập trên đầu người không thể ngang bằng giữa các nước giàu và nghèo với chứng cớ rằng các nền kinh tế nghèo không có khuynh hướng đuổi kịp các nước giàu. Tính không lồi trong sản xuất được coi là lý do chính của mối quan hệ không giảm dần giữa mức thu nhập khởi đầu và tăng trưởng thu nhập sau đó.

Nói chung, trong các tài liệu công bố có hai phương pháp đã được sử dụng để kiểm định giả thiết này. Hồi quy tham số được áp dụng để xem xét các nền kinh tế nghèo có tăng trưởng nhanh hơn các nền kinh tế giàu để các nước nghèo đuổi kịp nước giàu hay không. Hiện tượng này được gọi là hội tụ β, và sử dụng các khái niệm hội tụ tuyệt đối và hội tụ có điều kiện để kiểm định. Ta nói xảy ra hội tụ tuyệt đối nếu có một tương quan âm giữa thu nhập khởi đầu và tăng trưởng thu nhập sau đó. Mặt khác, ta nói là xảy ra hội tụ có điều kiện nếu diễn ra sự hội tụ với sự kiểm soát các biến khác như học vấn, sinh sản, và sức khỏe, trong khi thu nhập khởi đầu biến đổi ngược với tăng trưởng thu nhập. Liên quan mật thiết với hồi quy tham số là hội tụ β được đo bằng độ lệch tiêu chuẩn của logarit tăng trưởng. Độ đo này thường được ước lượng để xem xét sự phân tán của thu nhập qua thời gian.

Đối với cách tiếp cận này đã có rất nhiều nghiên cứu sử dụng. Nổi bật trong đó

là nghiên cứu đối với Nhật Bản trong thời kỳ từ 1930-1987. Barro và Sala-i-Martin (1991) đã ước lượng hệ số β là 0,0279 (sai số tiêu chuẩn bằng 0,0031). 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.

Hồi quy với số liệu chéo này không chỉ áp dụng cho hội tụ thu nhập mà cả lĩnh vực hội tụ năng suất và hiệu quả. Tuy nhiên ta biết, sự hội tụ năng suất quốc tế là một quá trình dài hạn trong đó các nền kinh tế trễ hơn có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn như là một kết quả của sự lan tỏa công nghệ từ các nước đi trước (tiến bộ hơn) tới nước đi sau. Romer (1993, 1994), Grossman và Helpman (1991) cho rằng không phải sự tích lũy nhân tố mà tiến bộ công nghệ và sự lan tỏa công nghệ mới chính là nguồn lực chính của tăng trưởng kinh tế. Khi các quốc gia trở nên mở hơn và sự phụ thuộc lẫn nhau của các công nghệ mới thúc đẩy sự lan tỏa của quá trình hội tụ công nghệ và năng suất. Một kết quả tiêu chuẩn trong các nghiên cứu ngành là năng suất ở lĩnh vực sản xuất - chế biến được cho là không hội tụ (Bernard và Jones 1996a và 1996b). Vì lĩnh vực sản xuất - chế biến chiếm khoảng 70% sản lượng toàn bộ khu vực công nghiệp, các nghiên cứu về hội tụ tại mức tổng thể này có thể ẩn chứa nhiều tính chất hội tụ của các ngành hẹp khác nhau. Hơn nữa, thậm chí khi tất cả các ngành công nghiệp trong lĩnh vực sản xuất - chế biến hội tụ, việc phân ngành trong lĩnh vực sản xuất - chế biến khác nhau ở những quốc gia khác nhau có thể dẫn đến một sự so sánh không đầy đủ về sự khác nhau của các công nghệ ở mức tổng thể, và do đó, dẫn đến kết quả sai lầm về sự không hội tụ của năng suất.

Nishimura, Nakajima và Kiyota (2005) đã xem xét hội tụ năng suất ở cấp độ doanh nghiệp. Họ đã chỉ ra sự hội tụ năng suất giữa các doanh nghiệp diễn ra rộng khắp ở Nhật Bản, trong cả các ngành sản xuất và các ngành phi sản xuất. Họ đã xem xét vấn đề các doanh nghiệp đóng cửa, theo họ đây chính là một nguyên nhân của độ chệch khi chọn lựa. Họ đã chỉ ra rằng tốc độ hội tụ giữa các doanh nghiệp diễn ra nhanh hơn rất nhiều so với giữa các quốc gia. Họ cũng cho biết có sự khác biệt đáng kể giữa các ngành về tốc độ hội tụ. Các ngành IT dựa vào tiến bộ công nghệ là chủ yếu cho thấy tốc độ hội tụ nhanh hơn.

De la Fuente (1997), Doménech (2006) ước lượng một dạng mở rộng của mô hình tân cổ điển cho phép tính đến những khác biệt giữa các quốc gia về năng suất nhân tố tổng hợp và một quá trình bắt kịp về mặt công nghệ. Họ đã chỉ ra rằng việc lan tỏa công nghệ có thể giúp giải thích rất nhiều về hiện tượng hội tụ nhanh giữa các quốc gia và vùng. Từ đó, có thể thấy rằng hội tụ nhanh không đòi hỏi phải từ bỏ khái niệm rộng về tư bản đã mất công xây dựng trong vài thập kỷ qua. Thực tế, các tham số trong hàm sản xuất tổng hợp được các tác giả ước lượng ở cấp độ vùng và quốc gia không khác xa so với kết quả

của MRW (1992), và nó hàm ý rằng đầu tư cho giáo dục đóng vai trò quan trọng trong tăng trưởng, và điều này có thể chưa thật sự làm rõ trong các nghiên cứu trước đây, một phần là do không đầy đủ dữ liệu. Mặt khác, các nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) khác nhau giữa các nước và vùng là khá lớn, chiếm một nửa sự khác biệt về năng suất quan sát được tại OECD trong các năm gần đây. Kết quả này khá phù hợp với những phát hiện của Klenow và Rodriguez (1997) về khả năng giải thích của mô hình tân cổ điển mở rộng. Các kết quả này làm sáng tỏ thêm tầm quan trọng của tính chất động của TFP với vai trò là một nhân tố quyết định tới tiến trình của năng suất, một chủ đề được nêu ra gần đây trong nghiên cứu của Prescott (1998), trong khi đó nó vẫn giữ lại được vai trò quan trọng của sự khác biệt của khối lượng các nhân tố đối với những khác biệt về thu nhập giữa các nước.

1.4.1.2. Phê phán hồi quy chéo

Một số tác giả khác đã phê phán hồi quy chéo. Hạn chế thứ nhất 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 (1993, 1994), Fagerberg (1996), Paci và Pigliaru (1995), Durlauf và Quah (1999) 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 (1996a), việc chỉ định tuyến tính do vậy sẽ không thể giúp phân biệt giữa các mô hình này với nhau.

Hạn chế 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.

1.4.2. Một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng số liệu mảng

Một trong những thuận lợi cơ bản của phương pháp số liệu mảng về hội tụ là rất hữu ích trong việc cho phép sự khác nhau trong việc tích hợp hàm sản xuất giữa các nền kinh tế và hiệu chỉnh độ chệch tạo ra bởi việc bỏ sót biến của số liệu chéo. Hơn thế nữa, số liệu mảng 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.

Canova và Marcet (1995), De la Fuente (1997) ước lượng các mô hình hội tụ với mô hình số liệu mảng tác động cố định cho một số mẫu vùng [44], [53]. Các kết quả đã dẫn tới một quan điểm về quá trình hội tụ vùng hoàn toàn tương phản với những gì đã rút ra trước đó: thay vì hội tụ chậm dần về mức thu nhập chung, các vùng

kinh tế của từng quốc gia dường như hội tụ rất nhanh (với tốc độ lên tới 20% một năm), nhưng tiến đến những trạng thái dừng rất khác nhau.

Các nghiên cứu giữa các quốc gia cũng cho một bức tranh gần tương tự: Canova và Marcet (1995), Islam (1995) và Caselli và cộng sự (1996) cùng các tác giả khác nữa đã tìm thấy bằng chứng cho việc hội tụ rất nhanh giữa các nước (với tốc độ lên tới 12% mỗi năm) tiến đến các trạng thái dừng khác nhau, và sự phân tán của các trạng thái này có thể được lý giải chỉ một phần bởi những khác biệt quan sát được giữa các quốc gia như tốc độ tăng dân số và tỷ lệ đầu tư [44], [49], [81]. Trong cả hai trường hợp, nhiều biến số điều kiện (như chỉ số vốn nhân lực) đã mất đi ý nghĩa thống kê, hệ số ước lượng cho vốn đã giảm giá trị xuống mức thấp, quy mô và ý nghĩa của tác động cố định theo từng vùng và quốc gia hàm ý rằng sự khác biệt dai dẳng về mức độ hiệu quả kỹ thuật đóng vai trò quan trọng trong việc lý giải sự khác biệt về mức thu nhập.

Ralhan và Dayanandan (2005) đã kiểm định hội tụ thu nhập có điều kiện và không điều kiện giữa các tỉnh ở Canada trong thời kỳ 1981-2001 [134]. Tác giả đã áp dụng ước lượng GMM sai phân cấp một vào mô hình tăng trưởng Solow động và so sánh kết quả với các cách tiếp cận số liệu mảng khác như tác động cố định và tác động ngẫu nhiên. Nghiên cứu của họ không những giải thích cho trình độ công nghệ theo tỉnh lúc khởi đầu mà cả tính không thuần nhất của tốc độ tiến bộ công nghệ giữa các tỉnh "giàu" và các tỉnh "không giàu bằng" của Canada. Một trong những phát hiện của tác giả là các tỉnh của Canada không có chung một tốc độ tiến bộ công nghệ và một hàm sản xuất thuần nhất, cùng với đó tốc độ hội tụ khoảng 6% đến 6,5% năm trong khi các nghiên cứu khác sử dụng bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS) và các kỹ thuật khác thu được tốc độ hội tụ khoảng 1,05% đối với GDP trên đầu người và 2,89% đối với thu nhập các tỉnh của Canada.

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 mỗi quốc gia được coi như một vùng đóng thì sẽ không khám phá xem điều gì xảy ra khi có sự tương tác giữa các quốc gia này.

1.4.3. Một số kết quả nghiên cứu kinh tế lượng không gian

1.4.3.1. Một số nghiên cứu thực nghiệm về kinh tế lượng không gian

Đã có một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng kinh tế lượng không gian để kiểm tra hội tụ vùng tại Italia, Châu Âu và Hoa Kỳ chẳng hạn Rey và Montouri (2000), Arbia và Basile (2005)... Các nghiên cứu này bắt đầu từ mô hình của "hồi quy Barro", mà nó chỉ bao gồm mức độ ban đầu của thu nhập/đầu người (gọi là mô hình "hội tụ tuyệt đối")

và sau đó chỉ ra rằng mô hình hội tụ không điều kiện bị chỉ định sai do các sai số tự tương quan không gian. Tuy nhiên, sử dụng đặc tính tối thiểu của mô hình tăng trưởng hàm ý rằng ít nhất một phần của sự phụ thuộc không gian ước lượng được có thể là tác động của các biến bị bỏ sót hơn là tác động thực của ảnh hưởng không gian.

1.4.3.2. Nhược điểm của kinh tế lượng không gian

Mặc dù các kỹ thuật kinh tế lượng không gian có những lợi thế nhất định nhưng vẫn có những lý do phải quan ngại. Như đã nêu trên, việc phụ thuộc theo không gian có thể bắt nguồn từ việc tồn tại hiệu ứng tương tác theo không gian (sự phụ thuộc về mặt không gian dạng trễ) hoặc do vấn đề đo lường (sự phụ thuộc theo không gian dạng sai số).

Bảng 1.1. Hội tụ - sử dụng kinh tế lượng không gian

Nền kinh tế	Kiểu hội tụ	Tác giả	Số vùng	Thời kỳ mẫu	Kết quả	Cách tiếp cận
Mỹ	Hội tụ thu nhập	Quah, (1996)	48 bang tiếp giáp	3 thời kỳ: 1929-94 1920-1945 1946-1994	Hội tụ	Hồi quy Barro, kinh tế lượng không gian
Ý	Hội tụ thu nhập	Arbia và Basile (2005)	92	1951-2000	Hội tụ tuyệt đối chỉ trong một nhóm khu vực nhỏ (nhóm khu vực có thu nhập tương đối cao)	Hồi quy Barro, kinh tế lượng không gian
		Arbia và cộng sự (2005)	92	1951-2000	Hội tụ	Hồi quy Barro và mô hình ảnh hưởng cố định
Trung Quốc	Hội tụ thu nhập	Lin và cộng sự (2006)		1978-2007	Hội tụ tuyệt đối	Mô hình số liệu mảng không gian SAR, SEM
		Pan và cộng sự (2010)		1978-2002	Hội tụ Sigma sau năm 1990	Mô hình số liệu mảng SAR

Trên hết, đặc điểm phụ thuộc theo không gian dạng trễ chứa đựng rất nhiều thông tin có giá trị về cơ chế điều chỉnh trong một hệ thống gồm các nền kinh tế mở, và việc lọc tất cả những thông tin này sẽ làm mất đi khả năng giải thích được những tác động tương tác giữa các nền kinh tế đến quá trình hội tụ cũng như quá trình điều chỉnh theo

không gian. Ngược lại, có quá nhiều những giải thích về cách thức vận hành của một nền kinh tế phân biệt theo không gian, và do vậy một cách tiếp cận thực nghiệm khác là trước tiên xem xét những giải thích về mặt lý thuyết chỉ dẫn cho việc xác định biến không gian mà có khả năng nắm bắt được cơ chế điều chỉnh, và chỉ khi các kiểm định chỉ ra sự tồn tại của một số vấn đề chỉ định khác nữa thì mới chuyển sang bước sau và thực hiện phép lọc theo không gian.

Cuối cùng, cũng cần nhấn mạnh rằng việc sử dụng khái niệm vùng theo chức năng cũng có thể là một chiến lược hữu ích để tối thiểu hóa vấn đề phụ thuộc theo không gian dạng nhiễu. Điều này là khá quan trọng khi những thay đổi trong khuôn mẫu giao thông chứ không phải di cư là nguyên nhân chính cho việc điều chỉnh theo không gian.

1.4.4. Nghiên cứu trong nước về hội tụ

Ở Việt Nam, trước năm 2014 thì các kết quả liên quan đến sự hội tụ của thu nhập bình quân đầu người và tăng trưởng năng suất còn rất ít ỏi, đặc biệt nghiên cứu hội tụ sử dụng kinh tế lượng không gian là hầu như không có. Nguyễn Khắc Minh và Phạm Văn Khánh (2014) đánh giá mức độ hội tụ của các tỉnh của Việt Nam xét theo tổng sản phẩm nông nghiệp trên đầu người theo tỉnh và tăng trưởng năng suất lao động nông nghiệp. Các tác giả đã xem xét các khía cạnh khác nhau của sự hội tụ vùng [112]. Đầu tiên, sự hội tụ β được ước lượng từ số liệu tỉnh, sử dụng phương pháp chéo khu vực cổ điển của Baro và Sala-i-Martin (1991). Các tác giả đã chỉ ra rằng trong thời gian nghiên cứu sự tăng trưởng và hội tụ vùng thay đổi mạnh. Thời kỳ đầu (1991-1996) cho thấy sự hội tụ mạnh và tăng trưởng kinh tế nhanh, còn những năm sau 1996 được đặc trưng bởi sự tăng trưởng chậm hơn, phân kỳ, và có một kết thúc rõ ràng tới một thời kỳ hội tụ mới là thời kỳ 2002-2007.

Các tác giả cũng đã sử dụng phương pháp phương pháp xích Markov để mô tả đặc trưng những dao dộng trong tăng trưởng năng suất lao động giữa 61 tỉnh của Việt Nam. Họ sử dụng phương pháp Markov bởi vì nó cho phép theo dõi những chuyển động trong một phân phối và xác định các phân phối bất biến đối với thời gian ở mức gộp. Số liệu hỗn hợp, trải trên thời kỳ 1990- 2007, được sử dụng trong các tính toán các phân phối bất biến đối với thời gian. Sự hội tụ được xem xét ở mức gộp về lĩnh vực nông nghiệp theo cấp tỉnh. Các tác giả đã xem sự phân cực của các tỉnh về tăng trưởng có dẫn đến các cụm hội tụ không; nghĩa là các nhóm tỉnh mỗi nhóm chuyển động về phía một mức tăng trưởng khác nhau. Một mặt khác, sự hội tụ toàn cục xảy ra nếu tất cả các tỉnh chuyển động về phía cùng một mức tăng trưởng. Việc phân tích trong một nước là cần thiết cho mục đích lý thuyết và hoạch định chính sách. Trong trường hợp hội tụ, các nhà hoạch định chính sách sẽ có cơ sở chính đáng để tác động

lên các biến liên quan đến tăng trưởng. Thêm vào đó, các giả định nằm dưới giả thiết hội tụ rất có thể được thỏa mãn trong phạm vi một nước vì các đơn vị được nghiên cứu trong một nước chịu các ràng buộc tương tự về phát triển công nghệ, chính sách của chính phủ và tính lưu động của các nhân tố.

Phát hiện chính của các tác giả là trong số 59 tỉnh nổi lên sự phân cực ở mức gộp. Hình mẫu phân cực chỉ ra rằng, ở dài hạn, có thể nổi lên các cụm hội tụ – một đối với nhóm các tỉnh thuần nông và một đối với các nhóm các tỉnh công nghiệp cao. Có thể là các tỉnh với các mức tăng trưởng cao đang sử dụng tư bản trên một công nhân nhiều hơn so với các tỉnh với các mức tăng trưởng thấp. Hình dạng của phân phối bất biến đối với thời gian đối với phân tích gộp chịu tác động chủ yếu bởi các ngành nông nghiệp, công nghiệp. Các phân phối bất biến đối với thời gian không kéo theo hội tụ toàn cục; và do đó, tăng trưởng lao động giữa 61 tỉnh không thể kỳ vọng sẽ ngang bằng ở dài hạn.

Hồ Đình Bảo (2013) trong nghiên cứu về hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp trong sản xuất nông nghiệp ở Việt Nam, đã kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 1990-2006 [1]. Tác giả sử dụng một số khái niệm hội tụ và phương pháp khác nhau như hội tụ bêta (tuyệt đối và có điều kiện) bằng số liệu chéo và hội tụ ngẫu nhiên dài hạn bằng mô hình số liệu mảng. Việc kiểm định giả thuyết này được thực hiện đối với bộ số liệu về năng suất nhân tố tổng hợp của 60 tỉnh, thành giai đoạn 1990-2006.

Trên cơ sở kết quả ước lượng thực nghiệm, tác giả đưa ra kết luận chủ yếu sau: (a) Có rất ít bằng chứng cho hiện tượng hội tụ bêta tuyệt đối với ý nghĩa các tỉnh có mức năng suất nông nghiệp ban đầu cao hơn sẽ tăng trưởng với mức độ thấp hơn. Tuy nhiên bằng chứng về hiện tượng hội tụ bêta có điều kiện là rõ ràng hơn thông qua việc đưa vào mô hình các biến giả phản ánh điều kiện sản xuất của từng vùng nông nghiệp. Điều đó có nghĩa là các tỉnh, thành trong nội bộ mỗi vùng nông nghiệp có xu hướng hội tụ mạnh mẽ hơn với tốc độ bình quân 3,8% mỗi năm; (b) Kết luận đó cũng được củng cố bằng kết quả của kiểm định hội tụ năng suất ngẫu nhiên dài hạn thông qua mô hình sử dụng số liệu mảng. Tác giả chỉ ra bằng chứng thống kê có ý nghĩa về hiện tượng bắt kịp công nghệ sản xuất nông nghiệp giữa các địa phương trong giai đoạn 1990-2006 và thuộc tính dừng của chuỗi số liệu cho thấy dấu hiệu của hiện tượng hội tụ năng suất. Thực hiện kiểm định này trong nội bộ mỗi vùng nông nghiệp cho thấy rằng ảnh hưởng bắt kịp công nghệ sản xuất giữa các tỉnh trong cùng một vùng là mạnh hơn so với trên phạm vi cả nước.

1.5. Kết luận chương 1

Chương 1 của luận án trình bày cơ sở lý luận và tổng quan nghiên cứu về sự hội tụ trong tăng trưởng kinh tế. Lý thuyết về chủ đề này cho thấy lý thuyết tăng trưởng

ngày càng được các nhà kinh tế quan tâm và dần đóng vai trò chủ đạo đối với các nhà kinh tế vĩ mô. Hơn nữa, các nghiên cứu về trường hợp của Việt Nam còn tương đối ít. Vấn đề đặt ra rằng đối với nền kinh tế Việt Nam có tồn tại sự hội tụ hay không? Sau một thời gian dài kinh tế của Việt Nam tăng trưởng mạnh thì các tỉnh có nền kinh tế lạc hậu đã "bắt kịp" các tỉnh có nền kinh tế phát triển hơn hay chưa? Đặc biệt là trong thu nhập bình quân đầu người và năng suất lao động.

Trong những năm gần đây Việt Nam là một điểm sáng về thu hút đầu tư nước ngoài FDI. Như vậy, với lượng đầu tư FDI ngày càng tăng và đóng vai trò quan trọng trong nền kinh té Việt Nam thì FDI có tác động như thế nào đến hội tụ năng suất lao động của Việt Nam, FDI có làm xuất hiện hiện tượng "bắt kịp" về năng suất lao động thông qua lan tỏa công nghệ đối với các tỉnh ở Việt Nam hay không? Tuy nhiên, từ tổng quan nghiên cứu về Việt Nam thì hầu hết các nghiên cứu trước đều coi các tỉnh hoặc vùng của Việt Nam là các nền kinh tế đóng, ở đó không có sự lan tỏa của công nghệ, không có các dòng chảy thương mại, giao lưu kinh tế xã hội. Như vậy, nếu như xét đến sự tương tác không gian thì vấn đề hội tụ của Việt Nam sẽ xảy ra khác biệt như thế nào? Tốc độ hội tụ sẽ nhanh hơn hay chậm đi (nếu hội tụ)? FDI có ảnh hưởng lan tỏa như thế nào đối với năng suất lao động ở các tỉnh? Nghiên cứu này hy vọng có thể bổ sung cho các nghiên cứu trước bằng cách sử dụng kinh tế lượng không gian để tiến hành nghiên cứu về hội tụ thu nhập, năng suất, hiệu quả của cấp tỉnh Việt Nam và hai ngành đại diện là ngành may và ngành chế biến thực phẩm và đồ uống.

TÓM TẮT CHƯƠNG 1

Chương 1 của luận án đã trình bày cơ sở phương pháp luận và tổng quan nghiên cứu về hội tụ kinh tế. Thứ nhất, chương 1 đã luận giải và phân tích về hội tụ trong kinh tế. Thứ hai, chương 1 đã làm rõ những vấn đề cơ bản của kinh tế lượng không gian để làm cơ sở cho các nghiên cứu định lượng của luận án. Thứ ba, chương 1 cũng đã tổng quan một số nghiên cứu sử dụng kinh tế lượng không gian để phân tích hội tụ và nghiên cứu hội tụ ở Việt Nam.

Những nội dung trong chương 1 làm cơ sở khoa học để tiến hành phân tích xu thế tăng trưởng của thu nhập và năng suất lao động cấp tỉnh ở Việt Nam ở chương 2 và áp dụng kinh tế lượng không gian vào phân tích đánh giá sâu hơn về hội tụ thu nhập, năng suất, hiệu quả trong chương 3 và chương 4.

Chương 2

TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM VÀ TÁC ĐỘNG CỦA FDI TRONG GIAI ĐOẠN 1995-2015

Trong chương này, sẽ đánh giá và phân tích xu thế tăng trưởng kinh tế, thu nhập bình quân đầu người, năng suất lao động khu vực công nghiệp cấp tỉnh Việt Nam và tác động của FDI đến tăng trưởng, năng suất lao động khu vực công nghiệp. Từ đó đưa ra những nhận định về tồn tại hội tụ về thu nhập, năng suất lao động cấp tỉnh Việt Nam.

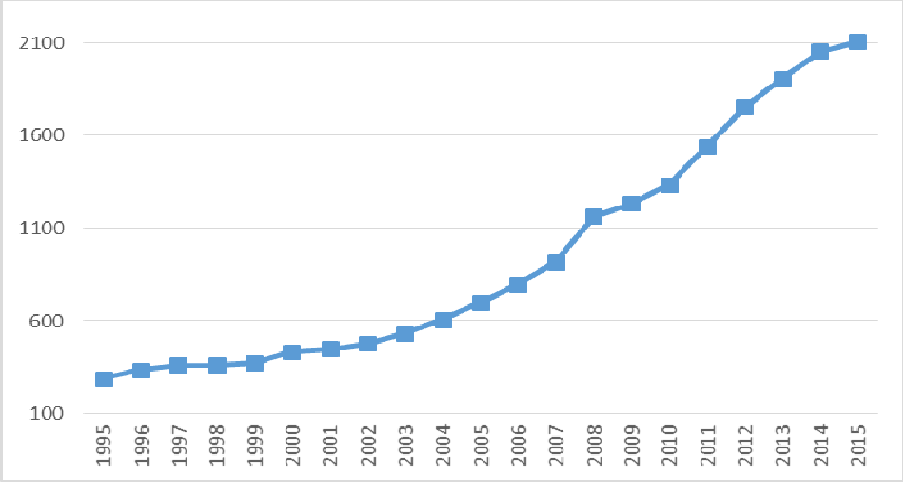
2.1. Tăng trưởng kinh tế Việt Nam và tác động của FDI

Sau chiến tranh, kinh tế Việt Nam những năm 1980 rơi vào tình trạng suy thoái trầm trọng do mất nguồn viện trợ kinh tế từ các nước xã hội chủ nghĩa vì sự sụp đổ của Chủ nghĩa xã hội ở Đông Âu và đặc biệt do sự yếu kém của cơ chế quản lý kinh tế kế hoạch tập trung. Tại Đại hội Đảng năm 1986, Việt Nam chính thức thực hiện công cuộc Đổi mới nền kinh tế, chuyển đổi nền kinh tế từ kế hoạch hóa tập trung sang kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa. Sau khi Đổi mới Việt Nam đã dần thoát khỏi tình trạng nghèo đói và nền kinh tế đạt tốc độ tăng trưởng cao.

Quá trình tăng trưởng kinh tế của Việt Nam từ Đổi Mới đến nay có thể chia làm 3 giai đoạn chính: (i) 1986 - 1995 là giai đoạn Việt Nam chuẩn bị và đổi mới một cách từ từ; (ii) Giai đoạn 1996 - 2005 là thời kì Việt Nam tiến hành Đổi mới theo chiều sâu và toàn diện; (iii) Giai đoạn 2006 - đến nay là giai đoạn Việt Nam hội nhập sâu rộng. Trong giai đoạn thứ nhất, nhờ các chính sách kinh tế kịp thời đất nước đã thoát khỏi khủng hoảng kinh tế, đạt tốc độ tăng trưởng kinh tế nhanh. Giai đoạn tiếp theo Việt Nam đã tiến hành Đổi mới sâu hơn và tương đối toàn diện. Tuy nhiên, trong giai đoạn này mức độ mở cửa của nền kinh tế Việt Nam còn hạn chế nên không phải chịu các tác động nặng nề của khủng hoảng kinh tế khu vực năm 1997 và suy thoái kinh tế Mỹ năm 2001 như các nước trong khu vực Đông Nam Á. Tăng trưởng của Việt Nam trong giai đoạn này luôn trên 7% ngoại trừ thời kỳ 1998-2001 tăng trưởng Việt Nam chỉ có hơn 6% (nguồn Tổng cục thống kê). Cũng chính trong giai đoạn này Việt Nam đã mở rộng quan hệ ngoại giao với nhiều nước trên thế giới, tham gia nhiều tổ chức quốc tế vì thế đã mang lại nhiều lợi ích to lớn cho nền kinh tế Việt Nam. Giai đoạn tiếp thứ ba được đánh dấu bởi việc Việt Nam gia nhập Tổ chức Thương mại thế giới (WTO) vào tháng 11 năm 2006 - cột mốc cho thấy việc Việt Nam đang nỗ lực hội nhập sâu và rộng hơn vào nền kinh tế toàn cầu. Thời kỳ này kinh tế Việt Nam tăng trưởng mạnh mẽ, có năm tốc độ tăng trưởng trên 8% (nguồn Tổng cục thống kê), và vốn đầu tư trực tiếp nước

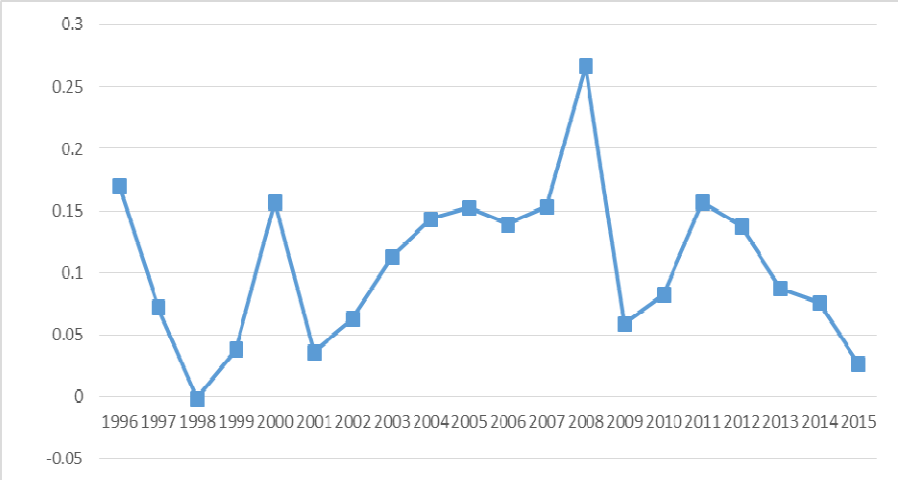
ngoài tăng mạnh với 20 tỷ USD vào năm 2007. Tuy nhiên cuộc khủng hoảng kinh tế năm 2007 đã làm cho tăng trưởng kinh tế Việt Nam giảm đi và tỷ lệ lạm phát tăng cao.

Hình 2.1 dưới đây biểu diễn GDP bình quân đầu người của Việt Nam từ năm 1995 đến năm 2013. Có thể thấy kinh tế của Việt Nam hầu hết là tăng trưởng trên cả giai đoạn 1995-2013, chỉ có năm 1998 là tăng trưởng âm và sau đó đều tăng trưởng dương. Năm 1995 GDP bình quân đầu người trên 200 USD nhưng đến năm 2015 đã gấp hơn 10.5 lần lên đến hơn 2100 USD.



Hình 2.1: GDPP Việt Nam từ năm 1995 - 2015

Nguồn: World Bank (đơn vị: USD giá hiện hành)



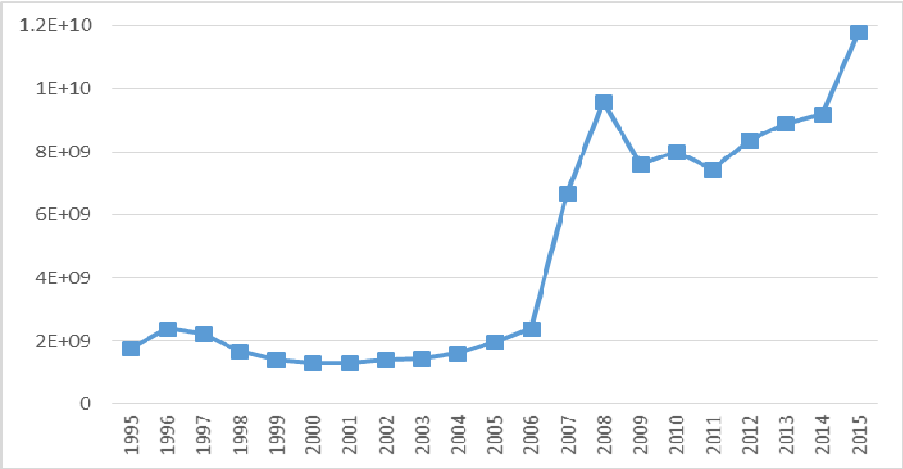
Hình 2.2: Tỷ lệ tăng trưởng GDPP Việt Nam năm 1996 - 2015

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của World Bank

Hình 2.2 biểu diễn tỷ lệ tăng trưởng GDP bình quân đầu người của Việt Nam giai đoạn từ năm 1996-2015. Trong giai đoạn này tỷ lệ tăng trưởng hầu hết luôn dương

và tăng trưởng mạnh nhất vào năm 2008. Trong những năm đầu của giai đoạn từ năm 1996 đến 1998 thì tỷ lệ tăng trưởng GDP bình quân đầu người có xu thế giảm về mức âm và không có xu thế tăng rõ rệt cho đến năm 2002. Bắt đầu từ năm 2002 GDP bình quân đầu người của Việt Nam có xu thế tăng và đỉnh cao vào năm 2008. Sau đó, đến cuối giai đoạn từ năm 2011 đến 2015 tỷ lệ tăng trưởng GDP bình quân đầu người đã giảm rõ rệt. Như vậy, phải chăng năm 2002 là bước ngoặt về thay đổi của sự hội tụ thu nhập của Việt Nam?

Nhờ vào chính sách mở cửa và hội nhập sâu rộng sau Đổi Mới, vị trí địa lý thuận lợi và nguồn lao động dồi dào, Việt Nam đã và đang trở thành điểm đến hấp dẫn cho các nhà đầu tư nước ngoài (UNIDO 2011). Hình 2.3 biểu diễn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam giai đoạn 1995 - 2015. Tổng vốn đầu tư FDI năm 2014 là 1220724 tỉ đồng, tăng 16,85 lần so với năm 1995. Nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đã đóng góp một phần không nhỏ cho sự phát triển kinh tế xã hội của Việt Nam. Nghiên cứu của Anwar và Nguyễn (2011) và Hoàng và cộng sự (2010) đã chỉ ra rằng ở Việt Nam tăng trưởng kinh tế và FDI tỉ lệ thuận với nhau.



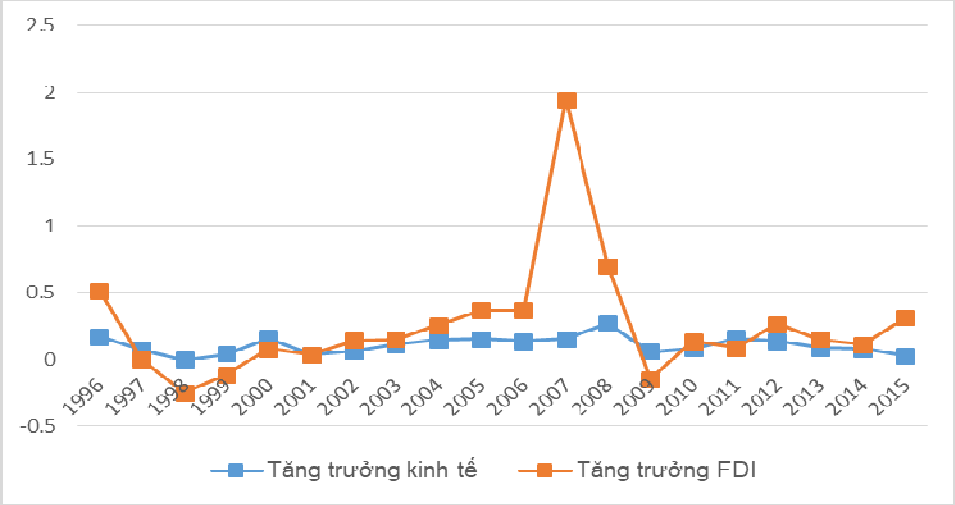
Hình 2.3. FDI đầu tư vào Việt Nam giai đoạn 1995-2015

Nguồn: World Bank (đơn vị: USD giá hiện hành)

Hình 2.4 biểu diễn tăng trưởng GDP bình quân đầu người và tăng trưởng FDI tại Việt Nam giai đoạn 1995 - 2015. Tốc độ tăng trưởng của GDP khu vực đầu tư nước ngoài liên tục cao hơn so với tốc độ tăng trưởng của các khu vực khác. Tỷ trọng GDP khu vực nước ngoài trong GDP có xu hướng tăng dần theo thời gian. GDP khu vực FDI chiếm tỉ trọng ít nhất tuy nhiên đang tăng dần qua các năm, từ năm 1995 tỉ trọng GDP khu vực FDI là 13,27% tổng GDP ba khu vực, đến năm 2014 con số này là 19,88%. Giá trị nhập khẩu khu vực FDI càng ngày càng chiếm tỉ trọng lớn trong giá trị

nhập khẩu cả nước. Năm 1995, tỉ trọng giá trị nhập khẩu của khu vực FDI so với cả nước chỉ là 18%, đến năm 2014 con số này đã lên tới 57%. Giá tri xuất khẩu khu vực FDI chiếm tỉ trọng ngày càng lớn trong tổng giá trị xuất khẩu (năm 1995 chỉ chiếm 27% nhưng đến năm 2014 đã chiếm đến 62,5%).

Khu vực nước ngoài cũng là một nguồn mang lại công nghệ tốt hơn và năng suất cao hơn, nó được kỳ vọng sẽ truyền bá và lan tỏa sang khu vực trong nước theo thời gian. Theo những tính toán về nâng cao năng suất trong Báo cáo phát triển Việt Nam, khu vực FDI đạt được tốc độ tăng trưởng năng suất cao nhất. Nghiên cứu của Anwar và Nguyễn (2011), Nguyen và cộng sự (2005), Nguyễn và cộng sự (2008), Nguyễn (2008), và Newman và cộng sự (2015), các doanh nghiệp nước ngoài có lan tỏa tích cực tới các doanh nghiệp Việt Nam. Tuy nhiên, ảnh hưởng lan tỏa của các doanh nghiệp đầu tư nước ngoài tới khu vực trong nước còn khá hạn chế. Từ những kết quả nghiên cứu không đồng nhất về lan tỏa của các doanh nghiệp nước ngoài, chúng ta cũng cần phải nhận thức rằng những ảnh hưởng lan tỏa không thể diễn ra tức thì, nó cần có độ trễ để có thể phát huy tác dụng.



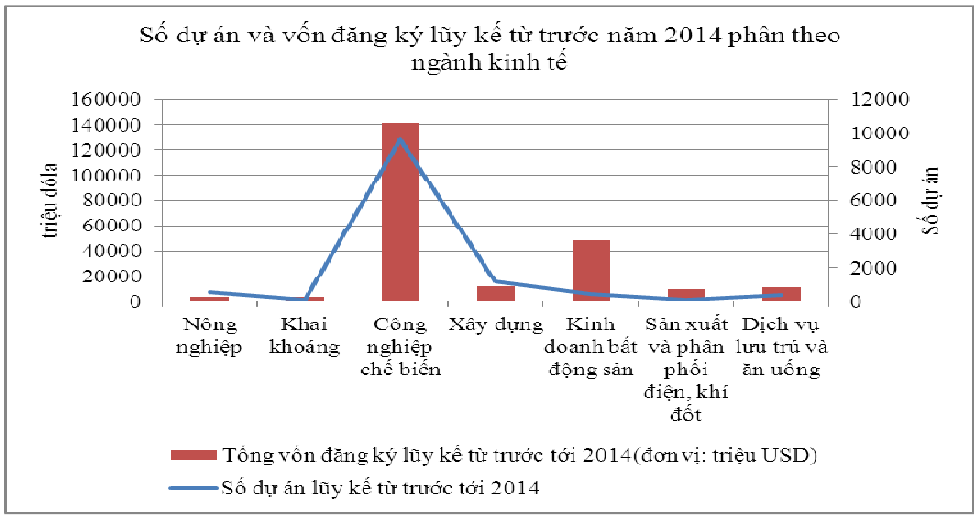
Hình 2.4. Tăng trưởng GDPP và tăng trưởng FDI giai đoạn 1996-2015

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của World Bank

2.1.1. Phân bố đầu tư nước ngoài theo các ngành kinh tế

Một tỷ trọng khá lớn FDI đầu tư vào Việt Nam là hướng tới các khu vực công nghiệp. Nhưng mức đầu tư nước ngoài vào khu vực nông nghiệp và dịch vụ còn khá hạn chế. Tuy rằng ngành nông nghiệp và dịch vụ đã đưa ra nhiều biện pháp khuyến khích đầu tư nhưng lượng vốn thu hút được vẫn còn khá thấp.

Hình 2.6a biểu diễn tỷ trọng vốn của các ngành lũy kế tới năm 2014. Từ hình 2.6a thì ngành công nghiệp chế biến có tổng vốn đăng ký lũy kế cao nhất và khác biệt so với các ngành còn lại. Như vậy, ngành công nghiệp nhận được tỷ trọng vốn FDI lớn thì năng suất lao động có thay đổi hay không? Và thay đổi như thế nào?



Hình 2.6a. Tỷ trọng FDI theo ngành lũy kế tới 2014

Nguồn: Cục đầu tư với nước ngoài, Bộ kế hoạch và đầu tư

Bảng 2.1. FDI phân loại theo nhóm ngành trong các năm gần đây

	Số dự án	Vốn đăng ký	Số dự án	Vốn đăng ký	Số dự án	Vốn đăng ký	Số dự án	Vốn đăng ký
Công nghiệp khai thác mỏ	7	6840,8		5,6	7	167,5	5	107,3
Công nghiệp chế biến	455	28902,4	478	5979,3	549	11701,9	880	15505,4
Xây dựng	142	492.1	174	1816	96	346	122	1084,7
Khách sạn nhà hàng	29	54,8	39	315,5	15	108.2	31	494,1
Vận tải, kho bãi	23	1882,1	20	881	32	227,1	66	176,7
Tài chính tín dụng	1	62,6	3	59,1	1	0,1	3	9,7
Kinh doanh tài sản và dịch vụ tư vấn	447	23702,8	33	6828	13	1979,9	44	2832,8
Giáo dục và đào tạo	12	86,7	8	74,7	11	105,1	25	77,5

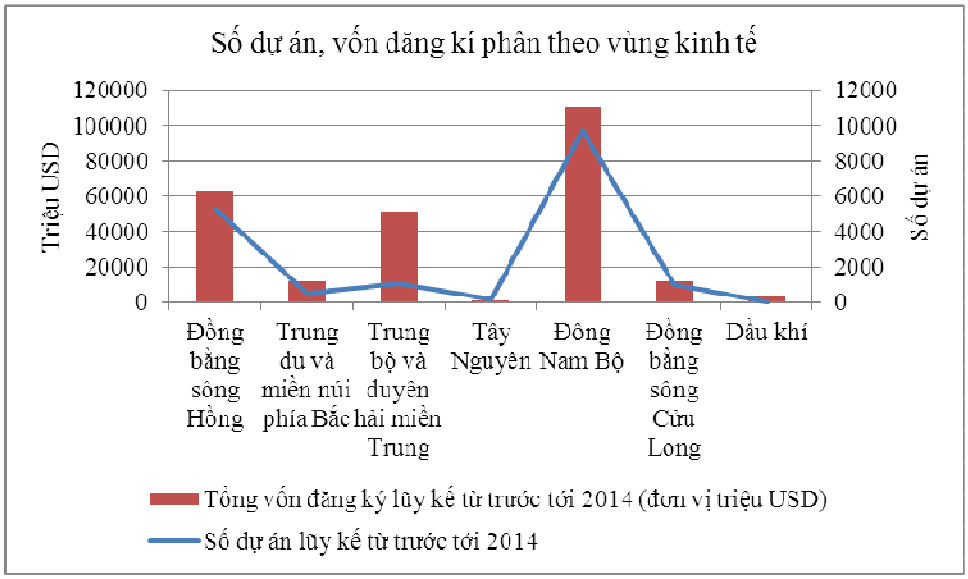
Nguồn: Tổng cục thống kê 2008-2014

Từ bảng 2.1. biểu diễn số dự án và vốn đăng ký của một số ngành được đầu tư FDI trong các năm từ 2008 tới nay. Sau năm 2008 do ảnh hưởng của khủng hoảng kinh tế toàn cầu và suy thoái kinh tế ở trong nước vì thế số dự án có xu thế tăng mạnh năm 2008 và sau đó giảm nhanh. Tuy nhiên, cần lưu ý rằng trong số những ngành kể trên, sự chênh lệch giữa vốn đăng ký và vốn thực hiện là rất lớn trong một số ngành. Tỷ số giữa vốn thực hiện trên vốn đăng ký là rất thấp trong một số ngành như xây dựng văn phòng-căn hộ (20%), công nghiệp nhẹ và công nghiệp nặng (28%), xây dựng và khách sạn-du lịch (37%). Ngược lại, một số ngành có tỷ số vốn thực hiện trên vốn đăng ký rất cao, ví dụ như dầu mỏ và khí đốt (131%), chế biến thực phẩm (56%). Điều này đặt ra câu hỏi về niềm tin của nhà đầu tư nước ngoài đối với nền kinh tế trong nước sau khi cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu về sự hồi phục.

2.1.2. Phân bố đầu tư nước ngoài theo vùng và tỉnh

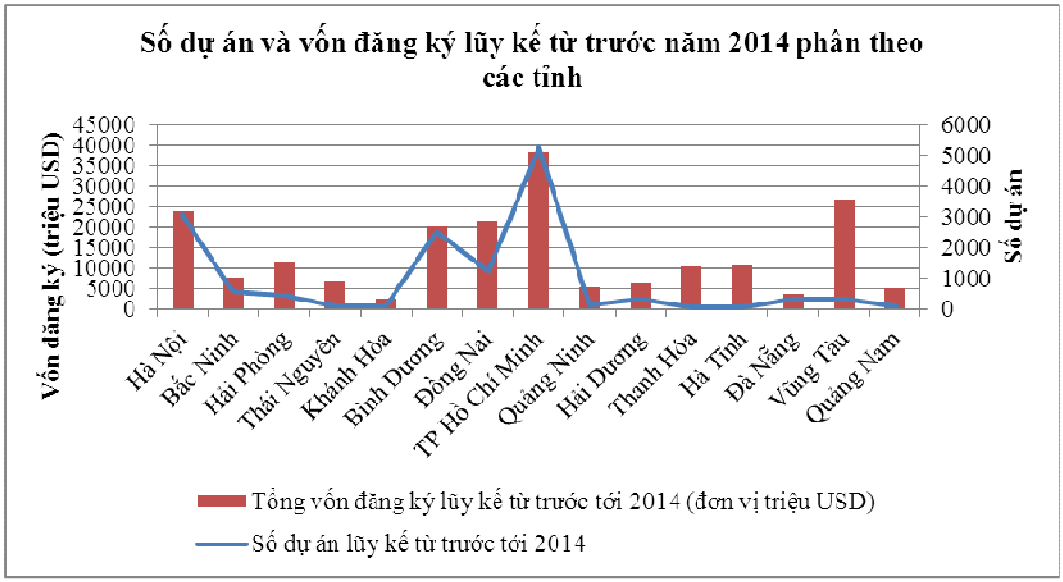
Rõ ràng có một sự chênh lệch về số lượng vốn đầu tư nước ngoài được phân bố cho các tỉnh. Tại sao một lượng vốn FDI lớn đã được đổ về các thành phố lớn phía Bắc và phía Nam và hơn nữa sự tập trung vốn này có mang lại tác động đến năng suất lao động của các khu vực xung quan hay không? Sử dụng vốn đăng ký để phân tích xem lượng vốn FDI tập trung chủ yếu các khu vực nào. Khi đó sẽ phản ánh chính xác hơn về tình trạng chênh lệch về vốn đầu tư nước ngoài giữa các vùng nếu tính đến cả yếu tố dân số. Bằng việc chia số vốn đăng ký của từng vùng cho dân số tương ứng của vùng đó, có thể thấy rằng các cư dân ở khu vực Đông Nam Bộ nhận nhiều nhất, trên 7000 USD một người. Ngược lại, khu vực Tây Nguyên nhận được ít nhất tính theo đầu người, chỉ có 148 USD, kế đến là đồng bằng sông Cửu Long nhận được gần 70 USD trên một người, chỉ bằng một phần mười so với khu vực Đông Nam Bộ. Khu vực miền núi phía Bắc nhận được khoảng 1000 USD vốn đầu tư nước ngoài đăng ký tính trên đầu người.

Số dự án và vốn đăng kí lũy kế từ trước năm 2014 của khu vực Đông Nam Bộ chiếm tỉ trọng lớn nhất: Số dự án chiếm 54,55% tổng số dự án của cả nước, số vốn đăng kí chiếm 43,74% tổng số vốn đăng kí cả nước. Tp Hồ Chí Minh đứng đầu cả nước về số dự án và số vốn đăng ký lũy kế từ năm 2014, số vốn đăng kí của Hồ Chí Minh chiếm tới 19,11% tổng vốn đăng kí của cả nước. Các thành phố thu hút vốn FDI thứ hai và thứ ba là Hà Nội và Vũng Tàu với tổng số vốn đăng kí chiếm lần lượt 11,89% và 13,38% tổng số vốn đăng kí của cả nước. Vũng Tàu là thành phố điển hình có nhiều dự án lớn với tỉ lệ số vốn đăng kí/ số dự án lớn nhất so với các tỉnh (thành phố) khác, tiếp theo đó là Thanh Hóa và Hà Tĩnh. Đối với 5 tỉnh nhận FDI nhiều nhất đã chiếm tới hơn 50% tổng số vốn FDI đăng ký và 70% số dự án của cả nước.



Hình 2.6b. Phân bố đầu tư trực tiếp nước ngoài tích lũy 1988-2014 theo vùng

Mặc dù có nhiều biện pháp khuyến khích các công ty nước ngoài đầu tư vào một số khu vực không thuận lợi, tuy nhiên các nhà đầu tư nước ngoài vẫn tỏ ra e dè trong việc thành lập doanh nghiệp ở những khu vực này. Những yếu kém về cơ sở hạ tầng và năng suất lao động tại những khu vực này cũng như việc thiếu an tâm về tính ổn định và nhất quán của các chính sách ưu đãi trong dài hạn đã dẫn tới lượng vốn đầu tư nước ngoài đi vào những khu vực này còn khá ít.



Hình 2.7. Số dự án và số vốn điều lệ FDI tại các thành phố được nhận nhiều FDI nhất trên sáu vùng của cả nước

Nguồn: Tổng cục thống kê (2014)

2.2. Xu thế tăng trưởng kinh tế các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015

Trong khuôn khổ của luận án sẽ sử dụng số liệu thống kê thu nhập bình quân đầu người (GDPP) của 60 tỉnh thành phố ở Việt Nam từ năm 1995 đến năm 2015 của Tổng Cục Thống Kê đã được tính theo giá năm 2010. Do trong giai đoạn có sự tách nhập của các tỉnh nên nghiên cứu sẽ tiến hành gộp một số tỉnh như sau. Trước hết, gộp tỉnh Điện Biên với tỉnh Lai Châu, Đắc Lắc với Đắc Nông, Hậu Giang với Cần Thơ. Sau đó, lấy logarit tự nhiên của tất cả GDPP của các tỉnh trong giai đoạn 1995-2015. Tất cả các phần tiếp theo GDPP có nghĩa là GDPP đã được logarit tự nhiên.

Bảng 2.2. Thống kê mô tả số liệu GDPP của Việt Nam giai đoạn 1995-2015

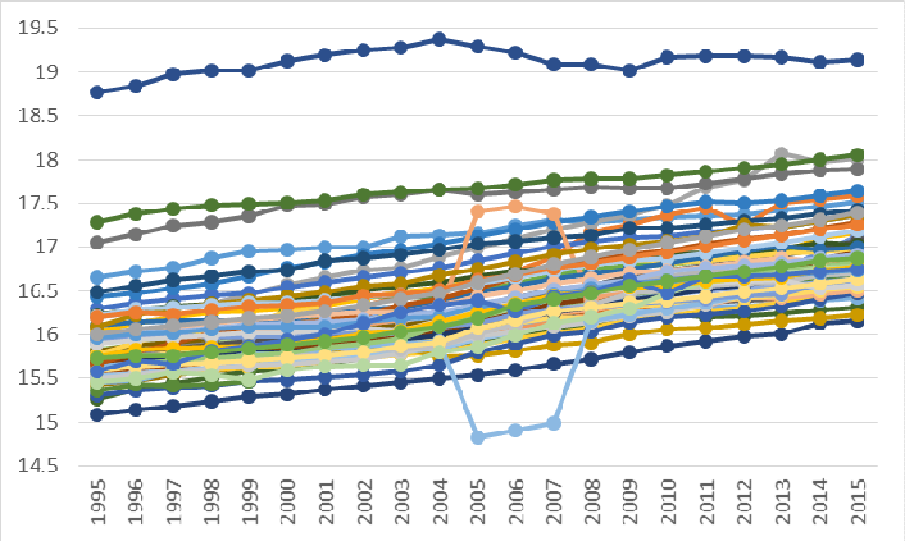
Năm	Số quan sát	Trung bình	Std.Dev	Min	Max
1995	60	15.88204	0.541821	15.09193	18.77304
1996	60	15.94203	0.546859	15.14376	18.83252
1997	60	15.98541	0.557535	15.17902	18.9768
1998	60	16.01968	0.561504	15.23235	19.01106
1999	60	16.05671	0.56293	15.28534	19.01656
2000	60	16.1102	0.570652	15.3203	19.12399
2001	60	16.15258	0.574324	15.37579	19.19554
2002	60	16.19319	0.579564	15.41764	19.25018
2003	60	16.23949	0.580037	15.46238	19.28386
2004	60	16.29643	0.5848	15.49136	19.38045
2005	60	16.38577	0.603188	14.82859	19.28876
2006	60	16.45314	0.590416	14.90501	19.22006
2007	60	16.5329	0.566486	14.99559	19.09001
2008	60	16.59048	0.519138	15.71097	19.09118
2009	60	16.65854	0.497483	15.80066	19.01518
2010	60	16.69955	0.504092	15.86363	19.16649
2011	60	16.75122	0.508318	15.92822	19.17881
2012	60	16.7916	0.502386	15.97695	19.18714
2013	60	16.83367	0.513647	16.00787	19.17531
2014	60	16.8897	0.49727	16.13639	19.11309
2015	60	16.94	0.5	16.15144	19.14024

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

(Số liệu đã quy về giá năm 2010 và lấy logarit)

Bảng 2.2 trình bày đặc điểm thống kê của dữ liệu được sử dụng thực nghiệm.

Từ bảng cho thấy GDPP trung bình các tỉnh có xu hướng tăng rõ rệt và hơn nữa trong những năm gần đây sai số tiêu chuẩn đã có xu hướng giảm so với giữa giai đoạn. Như vậy, GDPP bình quân đầu người cuối giai đoạn 1995-2015 các tỉnh có xu hướng gần nhau hơn. Điều này có thể dẫn đến hiện tượng bắt kịp của các tỉnh có GDPP bình quân đầu người thấp và từ đó có khả năng xảy ra hiện tượng hội tụ của thu nhập bình quân đầu người các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015.



Hình 2.8. Xu thế GDPP cả nước 1995-2015

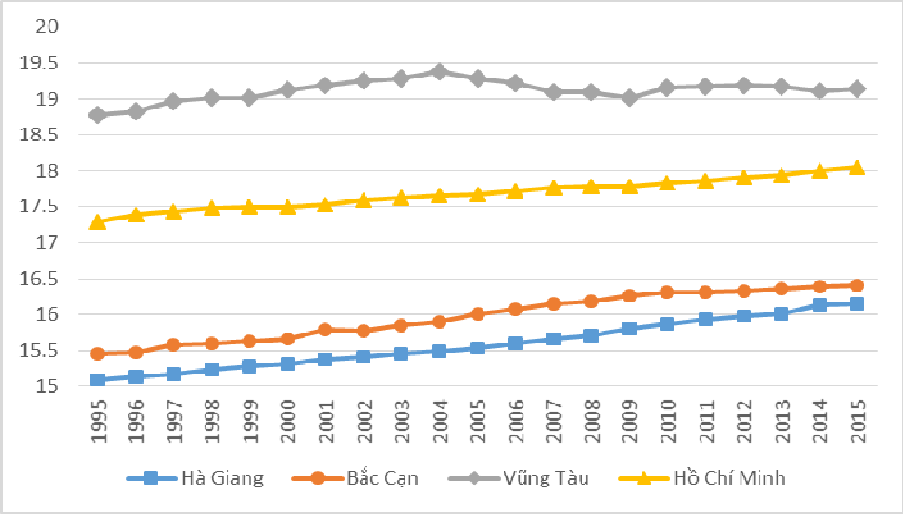
Nguồn: Tổng cục thống kê, số liệu đã logarit

(Số liệu đã quy về giá năm 2010 và lấy logarit)

Hình 2.8 biểu diễn xu thế tăng trưởng GDPP của các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015. Từ hình 2.8 cho thấy hầu hết các tỉnh đều có xu thế tăng trưởng và có thể thấy sự khác biệt về tăng trưởng GDPP đến năm 2015 đã được thu hẹp hơn so với năm đầu tiên của giai đoạn là năm 1995. Tuy rằng khoảng cách giữa các tỉnh được thu hẹp không thật sự lớn và rõ ràng, nhưng khả năng tồn tại sự hội tụ giữa các tỉnh là rất lớn, đặc biệt trong giai đoạn gần với năm 2015.

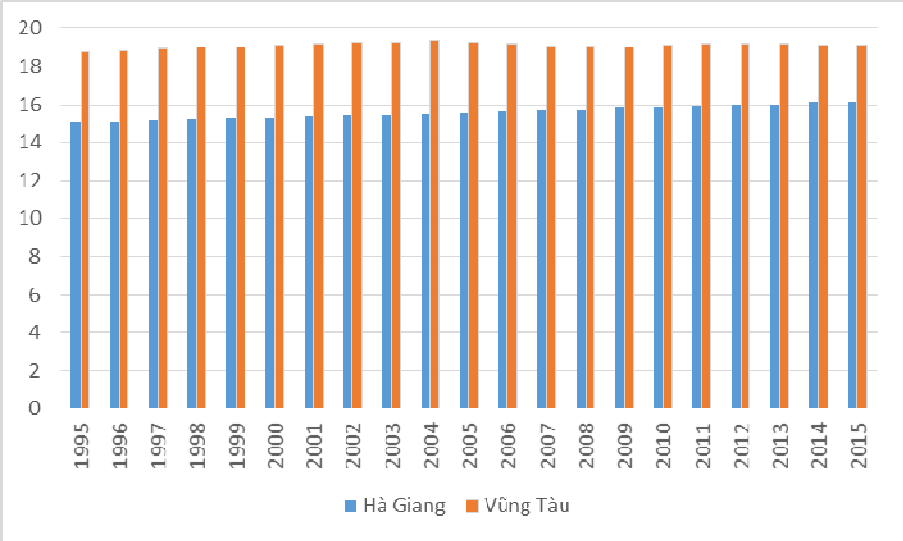
Hình 2.9 biểu diễn xu thế tăng trưởng GDPP của 4 tỉnh Vũng Tàu, Thành phố Hồ Chí Minh, Hà Giang và Bắc Cạn. Trong đó 2 tỉnh đầu là 2 tỉnh có GDPP cao nhất nước và 2 tỉnh sau là 2 tỉnh có GDPP thấp nhất nước trong hầu hết các năm của giai đoạn 1995-2015. Từ hình 2.9 cho thấy khoảng cách về tăng trưởng giữa 4 tỉnh đã có sự thu hẹp so với năm 1995, tuy rằng sự thu hẹp này không thật sự quá lớn nhưng rất rõ rệt. Như vậy, khả năng về sự bắt kịp của các tỉnh có nền kinh tế lạc hậu với các tỉnh có nền kinh tế phát triển là có thể xảy ra, hay nói cách khác khả năng tồn tại sự hội tụ của tăng trưởng kinh tế 60 tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 là tồn tại.

Hình 2.10 và hình 2.11 so sánh GDPP của tỉnh cao nhất là Vũng Tàu với tỉnh thấp nhất là Hà Giang và xu thế của tỷ số giữa GDPP của Vũng Tàu trên GDPP của tỉnh Hà Giang. Từ hình 2.10 cho thấy khoảng cách giữa hai tỉnh ngày càng được thu hẹp vào cuối giai đoạn, đặc biệt là năm 2015 khoảng cách đã được thu hẹp rất nhiều so với năm 1995. Hơn nữa, trong hình 2.11 biểu diễn xu thế của tỷ số GDPP của Vũng Tàu trên GDPP của Hà Giang thì năm 1995 tỷ số là gần 1,25 lần và sau đó có xu thế giảm tương đối lớn ở cuối giai đoạn 1995-2015. Đến năm 2015 tỷ số giảm mạnh xuống gần 1,2 lần.



Hình 2.9. GDPP của Vũng Tàu, Hồ Chí Minh, Bắc Cạn, Hà Giang 1995-2015

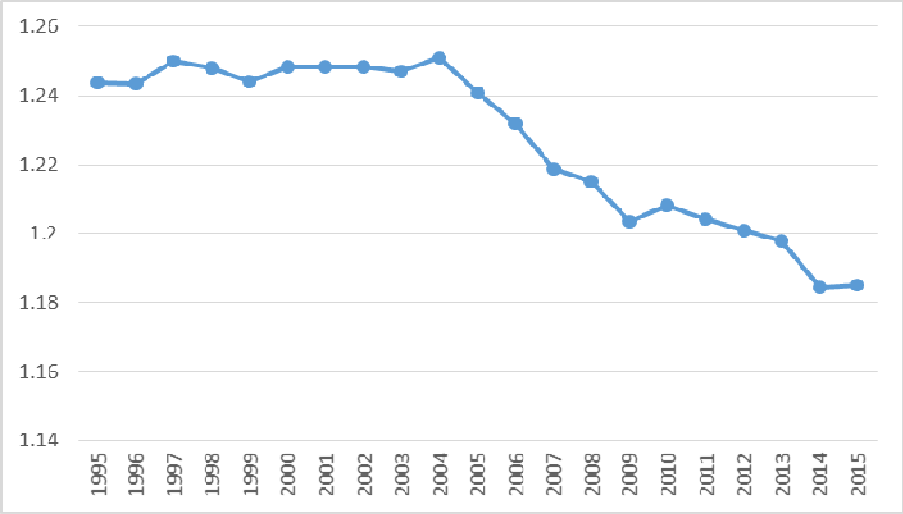
Nguồn: Tổng cục thống kê, số liệu đã logarit



Hình 2.10. So sánh GDPP của Vũng Tàu và Hà Giang 1995-2015

Nguồn: Tổng cục thống kê, số liệu đã logarit

Như vậy, khoảng cách tăng trưởng kinh tế đã có sự thu hẹp tương đối vào cuối giai đoạn, điều này càng khẳng định nhận định tồn tại sự hội tụ tăng trưởng kinh tế của 60 tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015 là có khả năng xảy ra cao.



Hình 2.11. Tỷ số giữa GDPP Vũng Tàu trên GDPP Hà Giang

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu tổng cục thống kê, số liệu logarit

2.3. Xu thế TFP công nghiệp các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015

Mục đích phần này là phân tích năng suất lao động (TFP) của khu vực công nghiệp của nền kinh tế ở cấp tỉnh được ước lượng từ sử dụng số liệu về đầu ra, vốn, lao động, thu thập từ Tổng cục Thống kê, Bộ Lao động và Thương binh xã hội từ năm 1998 đến năm 2015. Bộ số liệu này gồm đầu ra gộp theo giá so sánh, vốn đã khấu hao, tính theo giá so sánh và lao động của khu vực công nghiệp theo năm 2010.

Tuy nhiên, có vấn đề nảy sinh khi sử dụng số liệu này. Thứ nhất, do vấn đề gộp tỉnh và tách tỉnh, nên một số tỉnh chỉ xuất hiện đến năm nhất định. Để đảm bảo các đơn vị nghiên cứu là thuần nhất, nghiên cứu đã tiến hành ghép các các bộ số liệu của một số tỉnh đã chia tách như sau: Ghép số liệu của Hà Nội và Hà Tây, Đắc Lăk và Đắc Nông, Điện Biên và Lai Châu, Cần Thơ và Hậu Giang.

Hơn nữa, trong một phân tích hội tụ, trọng tâm chính là các mức tương đối của năng suất lao động, vì muốn thấy liệu các vùng lúc khởi đầu có năng suất lao động thấp có tốc độ tăng trưởng năng suất lớn hơn các vùng khởi đầu có năng suất lao động cao hay không? Số liệu này không bị chệch do chọn mẫu (vì tất cả các tỉnh được đưa vào phân tích) nên có thể hy vọng tốc độ tăng trưởng tương đối của các tỉnh là tương thích.

Phần cuối của mục là xem xét tác động của FDI đến năng suất của lao động khu

vực công nghiệp với mục tiêu xem xét thật sự FDI có tác động tích cực đến năng suất lao động khu vực công nghiệp hay không.

Bảng 2.4. Thống kê mô tả biến TFP công nghiệp cấp tỉnh được ước lượng từ phương pháp Levinshon-Petrin

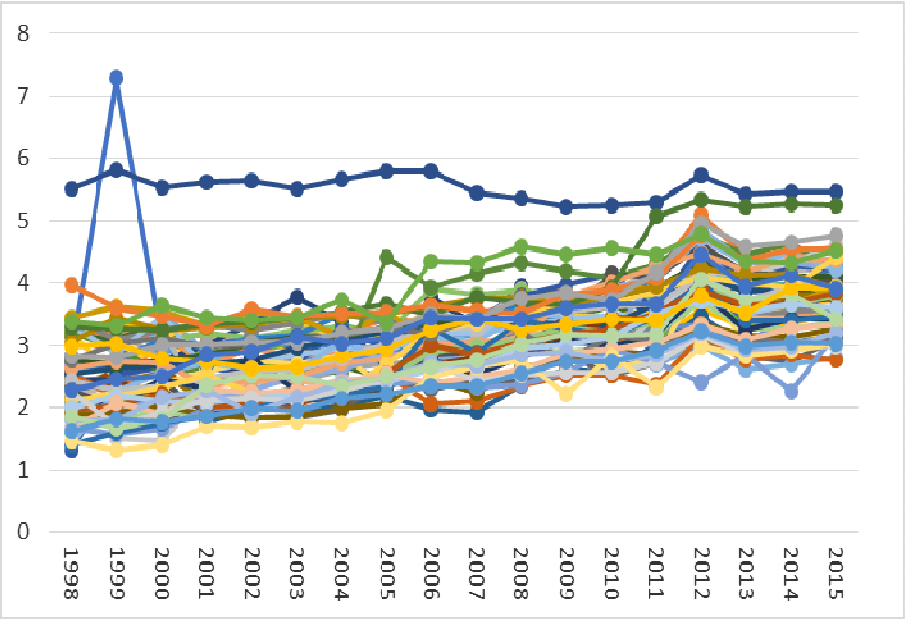
Năm	Số quan sát	Trung bình	Std.Dev	Min	Max
1998	60	2.477996	0.721025	1.30119	5.505031
1999	60	2.567624	0.945126	1.310414	7.288036
2000	60	2.645733	0.687237	1.401064	5.523793
2001	60	2.576152	0.632721	1.709765	5.623691
2002	60	2.646846	0.632458	1.683158	5.653787
2003	60	2.685501	0.623193	1.762233	5.507603
2004	60	2.778503	0.622721	1.741338	5.658422
2005	60	2.878262	0.604292	1.958047	5.788012
2006	60	3.087266	0.583357	1.968516	5.788313
2007	60	3.063631	0.572687	1.935539	5.439784
2008	60	3.239462	0.54523	2.340192	5.365739
2009	60	3.327249	0.493511	2.203553	5.235547
2010	60	3.384276	0.531444	2.518692	5.257943
2011	60	3.510074	0.584166	2.316782	5.290603
2012	60	4.0202	0.623773	2.412577	5.740125
2013	60	3.6756	0.57835	2.61383	5.42457
2014	60	3.7474	0.6015	2.25433	5.45891
2015	60	3.80927	0.551	2.7572	5.4721

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Đầu tiên, sử dụng hồi quy với số liệu chéo để ước lượng hội tụ năng suất lao động cho toàn nền kinh tế và ước lượng hội tụ năng suất lao động theo tỉnh của các khu vực nông nghiệp, công nghiệp và dịch vụ. Rất tiếc rằng kết quả ước lượng hồi quy chéo cho thấy năng suất lao động của toàn bộ nền kinh tế và của khu vực nông nghiệp không hội tụ. Vì vậy dưới đây sẽ phân tích thực trạng của TFP công nghiệp cấp tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015.

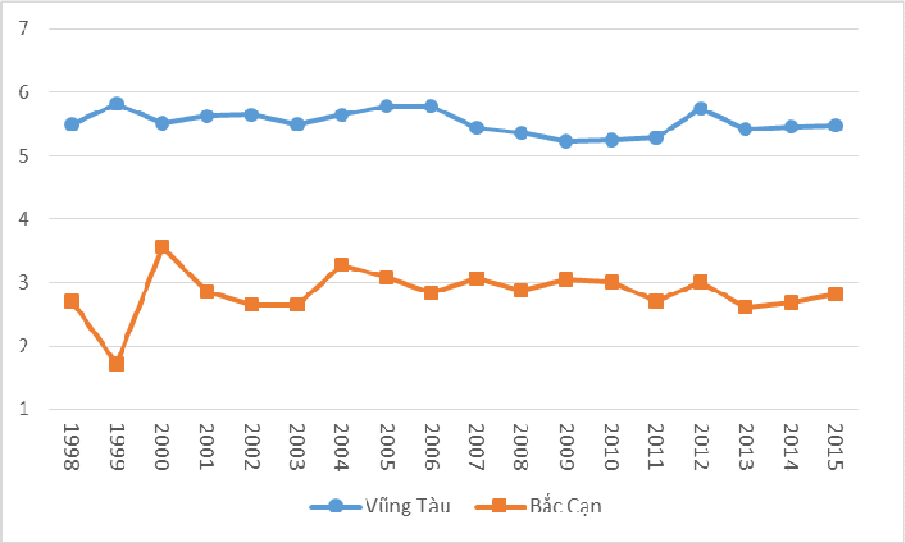
Từ bảng 2.4, thì TFP công nghiệp trung bình cấp tỉnh hàng năm hầu hết là tăng theo thời gian chỉ có năm 2001, năm 2007 và năm 2013 là giảm so với năm trước. Sự dao động của năng suất lao động giữa các tỉnh đã có xu hướng giảm theo thời gian cho đến năm 2011, tuy nhiên bước sang năm 2012 thì xu hướng này có dấu hiệu tăng dần vì

sai số tiêu chuẩn có xu hướng tăng, đến năm 2015 thì lại có xu hướng giảm. Điều này cũng có thể nhận thấy các tỉnh đã có xu thế gần nhau hơn về năng suất trước năm 2011 và bước sang năm 2012 có xu hướng xa nhau hơn sau đó lại gần nhau. Như vậy, sai số tiêu chuẩn của năm 2015 giảm rất nhiều so với năm đầu của giai đoạn 1998, do đó rất có khả năng tồn tại hội tụ năng suất lao động khu vực công nghiệp cấp tỉnh của Việt Nam giai đoạn 1998-2015.



Hình 2.13. Xu thế tăng trưởng TFP công nghiệp các tỉnh giai đoạn 1998-2015

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của tổng cục thống kê



Hình 2.14. So sánh TFP công nghiệp Bắc Cạn và Vũng Tàu giai đoạn 1998-2015

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của tổng cục thống kê

Điều này càng được khẳng định rõ ràng hơn từ biểu đồ biểu diễn xu thế của TFP công nghiệp các tỉnh Việt Nam trong hình 2.13. Từ hình 2.13 có thể nhận thấy, khoảng cách giữa TFP có xu hướng giảm, tuy rằng xu hướng giảm đó không thật sự rõ ràng và lớn cho đến trước năm 2013. Nhưng từ xu hướng giảm này có thể cho thấy tồn tại sự hội tụ của khu vực công nghiệp Việt Nam.

Hình 2.14 so sánh TFP công nghiệp của tỉnh Bắc Cạn có TFP công nghiệp thấp nhất và Vũng Tàu tỉnh có TFP công nghiệp cao nhất trong cả giai đoạn 1998-2015. Từ xu thế của hai tỉnh có thể nhận thấy đã có xu thế bắt kịp về năng suất lao động của tỉnh có GDPP thấp là Bắc Cạn và tỉnh có GDPP cao nhất là Vũng Tàu, tuy rằng xu thế bắt kịp này không thật sự rõ ràng. Như vậy, đối với các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1998-2013 rất có khả năng tồn tại hội tụ năng suất lao động.

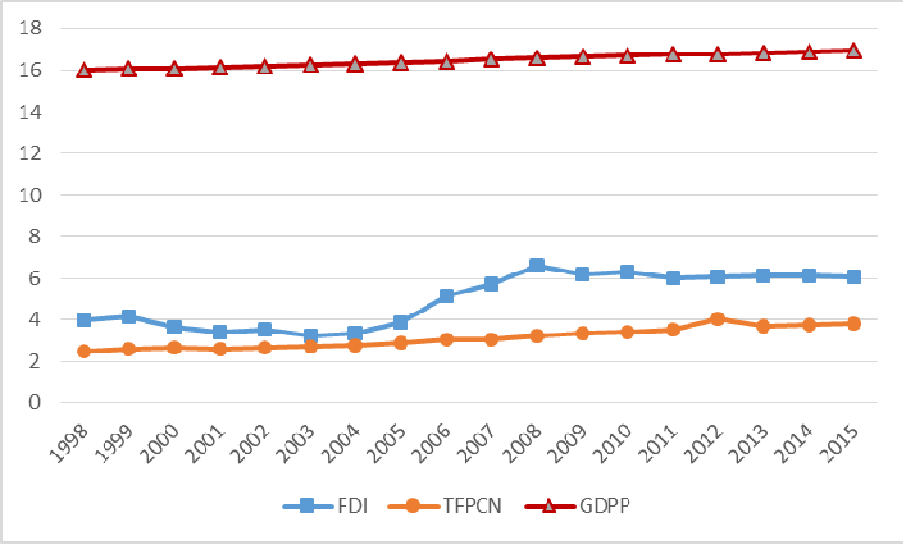
Bảng 2.5. Thống kê mô tả lnFDI thực hiện giai đoạn 1998-2015

Năm	Số quan sát	Trung bình	Std.Dev	Min	Max
1998	60	3.989746	2.657954	0	9.324873
1999	60	4.156849	2.695741	0	8.932936
2000	60	3.644657	2.631476	0	9.550902
2001	60	3.400915	2.544196	-1.3823	9.485606
2002	60	3.53622	2.571605	-0.50253	9.144072
2003	60	3.245854	2.823668	-2.14558	9.008523
2004	60	3.35348	3.032792	0	9.050477
2005	60	3.871377	2.983741	0	9.371493
2006	60	5.164673	2.17388	0	9.763066
2007	60	5.732452	2.051311	-0.35954	10.33518
2008	60	6.577425	1.595898	2.962589	10.69939
2009	60	6.19911	2.003612	0.848868	10.45434
2010	60	6.280075	2.324626	0.10075	10.53202
2011	60	5.991124	2.325824	0	10.17138
2012	60	6.072299	2.557092	-0.54818	10.06141
2013	60	6.128475	3.052888	-3.19418	10.15258
2014	60	6.130338	2.624014	-0.61065	10.29126
2015	60	6.092915	2.782238	-0.20212	10.40341

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK

(Đơn vị: tỷ đồng theo giá năm 2010, số liệu đã lấy logarit)

Như phân tích trong phần cơ sở phương pháp luận của lý thuyết hội tụ và tác động của FDI đối với tăng trưởng kinh tế Việt Nam trong phần trên thì FDI góp phần rất lớn vào tăng trưởng của kinh tế Việt Nam, đặc biệt là khu vực công nghiệp. Tỷ trọng vốn FDI của khu vực công nghiệp chiếm rất lớn trong lượng vốn FDI vào Việt Nam. Bảng 2.5 biểu diễn thống kê mô tả FDI thực hiện qua các năm 1998-2015 và hình 2.15 biểu diễn xu thế của FDI thực hiện, GDP bình quân đầu người và TFP công nghiệp trung bình năm của Việt Nam. Từ hình 2.15 có thể nhận thấy xu thế của 3 chỉ số đều tăng trong cả giai đoạn 1998-2015.



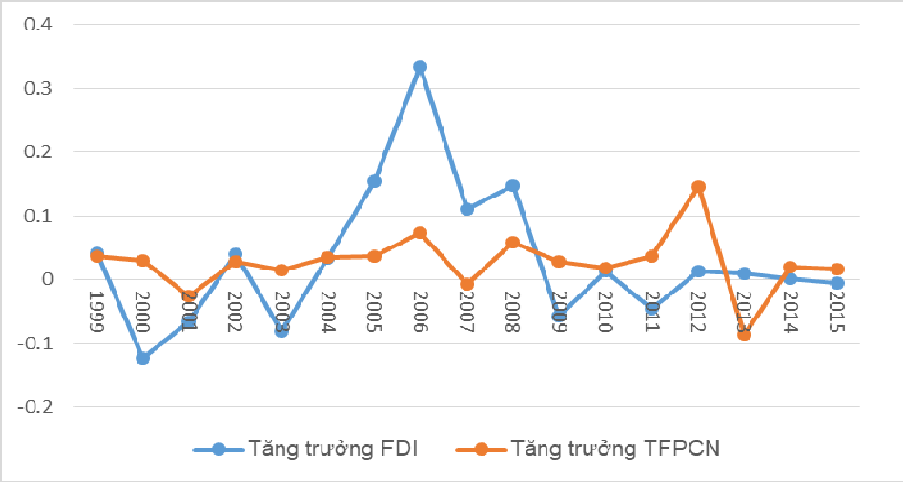
Hình 2.15. Xu thế GDPP, FDI, TFP công nghiệp trung bình các năm của các tỉnh giai đoạn 1998-2015

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của Tổng cục thống kê, số liệu đã logarit

Hình 2.16 dưới đây biểu diễn xu thế của tăng trưởng FDI, TFP công nghiệp trung bình của các tỉnh theo từng năm trong giai đoạn 1998-2015. Từ xu thế của tăng trưởng FDI và xu thế tăng trưởng của TFP công nghiệp trung bình năm trong một số năm của giai đoạn có xu thế tương đồng, câu hỏi đặt ra tăng trưởng FDI có tác động tích cực đến tăng trưởng TFP công nghiệp trên toàn giai đoạn 1998-2015 hay không?

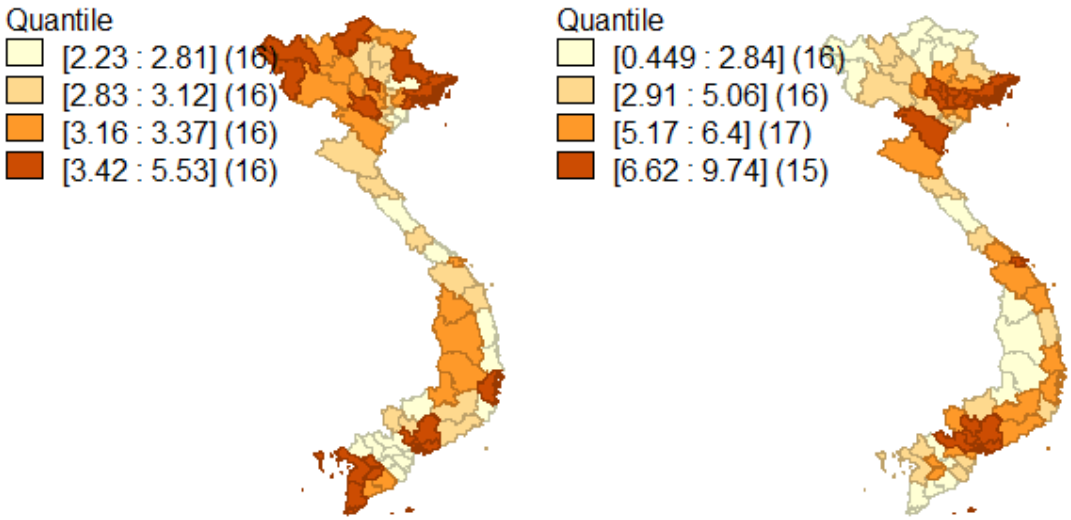
Hình 2.17 dưới đây biểu diễn phân bổ TFP công nghiệp và FDI trung bình tỉnh trong cả giai đoạn 1998-2015. Từ hình có thể thấy phần lớn những tỉnh có FDI trung bình cao thì sẽ có TFP công nghiệp trung bình trong cả giai đoạn cao. Đặc biệt, những tỉnh đậm có FDI trung bình cao thì sẽ kéo theo các tỉnh lân cận có TFP công nghiệp đậm hơn, tức là TFP công nghiệp trung bình sẽ cao hơn so với các tỉnh ở xa những tỉnh có FDI trung bình cao.

Như vậy, vấn đề đặt ra lượng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động như thế nào đối với sự hội tụ của năng suất lao động của khu vực công nghiệp? Hơn nữa khi GDPP tăng lên thì thật sự có tác động đến năng suất lao động của khu vực công nghiệp hay không? Trong khuôn khổ luận án, sẽ xem xét tác động của tăng trưởng FDI, tỷ trọng FDI trên GDPP đối với sự hội tụ của năng suất lao động khu vực công nghiệp để tìm cho câu trả lời cho câu hỏi trên.



Hình 2.16. Xu thế tăng trưởng FDI và TFP công nghiệp trung bình các năm của các tỉnh giai đoạn 1998-2015

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của Tổng cục thống kê, số liệu đã logarit



Hình 2.17. Phân bổ TFP công nghiệp và FDI trung bình theo tỉnh giai đoạn 1998-2015

2.4. Kết luận chương 2

Từ phân tích xu thế tăng trưởng của kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 và tác động của FDI thì có thể rút ra một số vấn đề như sau:

Sau khi Đổi mới, nền kinh tế Việt Nam đã đạt được nhiều thành tựu to lớn. Tăng trưởng kinh tế Việt Nam có những giai đoạn là điểm sáng của khu vực Châu Á. Tuy nhiên, sự bắt kịp của các tỉnh có nền kinh tế lạc hậu đối với các nền kinh tế phát triển hơn đã được thu hẹp nhưng chưa thật sự rõ ràng. Không những thế có những giai đoạn khoảng cách còn rộng hơn, như vậy, khả năng giữa các tỉnh của Việt Nam có tồn tại sự hội tụ về thu nhập hay không cần phải kiểm định. Đặc biệt, giữa các tỉnh của Việt Nam có tồn tại hội tụ không gian về thu nhập hay không?

Trong giai đoạn 1998-2015, Việt Nam đã thành công trong việc duy trì tốc độ tăng trưởng kinh tế và thu hút lượng lớn vốn đầu tư nước ngoài FDI. Chính trong giai đoạn này năng suất lao động trong ngành mũi nhọn của kinh tế là ngành công nghiệp đã tăng lên theo từng năm. Đặc biệt, có sự bắt kịp về năng suất lao động của các tỉnh có nền kinh tế kém phát triển hơn so với các tỉnh có nền kinh tế phát triển hơn. Vậy dưới tác động của tăng trưởng FDI, tỷ trọng FDI trên GDPP thì năng suất lao động trong khu vực công nghiệp của các tỉnh Việt Nam có tồn tại sự hội tụ hay không? Và nếu hội tụ thì có tồn tại sự tương tác không gian hay không?

TÓM TẮT CHƯƠNG 2

Chương 2 luận án đã phân tích xu thế tăng trưởng của kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 và đánh giá tác động của FDI đối với nền kinh tế đặc biệt là khu vực công nghiệp. Kết quả phân tích cho thấy khoảng cách về thu nhập giữa các tỉnh không những được duy trì mà có những giai đoạn còn lớn hơn. Tuy nhiên, khu vực công nghiệp thì năng suất lao động của các tỉnh kém phát triển có hiện tượng bắt kịp đối với các tỉnh có nền kinh tế phát triển hơn. Những phân tích đánh giá này sẽ tiếp tục được làm sâu sắc hơn bằng nghiên cứu định lượng ở các chương tiếp theo.

Chương 3

HỘI TỤ THU NHẬP, NĂNG SUẤT THEO CẤP TỈNH Ở VIỆT NAM

Trong chương này, nôi dụng chính là tiến hành nghiên cứu hội tụ thu nhập, năng suất của 60 tỉnh thành của Việt Nam bằng phương pháp kinh tế lượng không gian. Đầu tiên, dựa vào phân tích sự tồn tại tương quan không gian để tiến hành nghiên cứu hội tụ σ của thu nhập 60 tỉnh thành. Sau đó, phân tích sự tồn tại hội tụ β dưới sự phụ thuộc không gian và tiến hành so sánh. Cuối cùng, tiến hành nghiên cứu hội tụ β có điều kiện của năng suất bằng mô hình kinh tế lượng không gian dưới vai trò lan tỏa của FDI và so sánh.

3.1. Sự phụ thuộc không gian trong nghiên cứu hội tụ

3.1.1. Sự phụ thuộc không gian của phương trình tăng trưởng chéo

Mô hình tăng trưởng tân cổ điển được thảo luận ở trên đã được phát triển từ giả thuyết mà các nền kinh tế về cơ bản là đóng. Tuy nhiên, giả thuyết này là quá mạnh đối với các vùng trong một quốc gia, mà ở đó các rào cản thương mại và các luồng chảy nhân tố hầu như không có (Magrini, 2003).

Để hiểu được các hàm ý về sự hội tụ trong việc đưa giả thuyết về nền kinh tế mở vào mô hình, thì cần phải xem xét vai trò của tính lưu động của nhân tố, các mối quan hệ thương mại và sự lan tỏa công nghệ (hoặc lan tỏa tri thức). Sự lưu động của nhân tố có nghĩa là lao động và vốn có thể dịch chuyển tự do trước các mức thù lao, lãi suất khác nhau, mà nó lại phụ thuộc tỷ lệ nhân tố. Do vậy, vốn có xu hướng chảy từ các vùng có tỷ lệ vốn - lao động cao hơn đến các vùng có một tỷ lệ vốn - lao động thấp hơn, trong khi lao động có xu hướng dịch chuyển theo chiều ngược lại. Hơn nữa, các vùng với các tỷ lệ vốn - lao động thấp thì các tỷ lệ tăng trưởng theo đầu người cao hơn (Borts và Stein, 1964).

Thực tế, nếu quá trình điều chỉnh hoặc vốn hoặc lao động là tức thời, tốc độ hội tụ có thể là vô hạn. Bằng cách đưa vào sự không hoàn hảo của thị trường tín dụng, các dòng đời hữu hạn và các chi phí điều chỉnh cho việc di cư và đầu tư vào trong mô hình, tốc độ hội tụ tới trạng thái dừng vẫn cao hơn so với trường hợp nền kinh tế đóng, nhưng có giá trị hữu hạn (Barro và Sala-i-Martin, 1995). Kết quả tương tự có thể thu được bằng cách đưa vào mô hình tăng trưởng tân cổ điển các mối quan hệ thương mại hơn là tính lưu động của nhân tố: hội tụ trong thu nhập bình quân đầu người liên vùng sẽ cao hơn trong phiên bản nền kinh tế đóng.

Một khả năng khác đối với các nền kinh tế nghèo để hội tụ với các nền kinh tế giàu có hơn là thông qua lan tỏa công nghệ hoặc tri thức: trong sự hiện diện của sự bất cân đối về công nghệ giữa các vùng, thương mại liên vùng có thể khuyến khích sự lan tỏa công nghệ khi các quá trình công nghệ được tích hợp vào các hàng hóa thương mại (Grossman và Helpman, 1991; Barro và Sala-i- Martin, 1997). Một diễn giải rộng hơn về các hiệu ứng lan tỏa tri thức liên quan đến các hiệu ứng ngoại lai của tri thức hình thành do các doanh nghiệp ở một vị trí nhất định và ảnh hưởng đến quá trình sản xuất của các doanh nghiệp đóng tại các địa bàn khác. Tuy nhiên, khi xem xét vấn đề hội tụ khu vực và nghiên cứu các tác động của sự lan tỏa mang tính địa lý đến tăng trưởng, thì cũng phải phân biệt giữa lan tỏa mang tính địa lý địa phương và toàn cầu. Đối với sự lan tỏa mang tính địa phương, quá trình sản xuất của các doanh nghiệp đóng tại địa bàn của một vùng chỉ được hưởng lợi từ sự tích lũy tri thức trong vùng đó. Trong trường hợp này, kết cục là sự phân hóa các vùng miền. Sự lan tỏa có tính địa lý toàn cầu, theo nghĩa là tri thức tích lũy ở một vùng có thể cải thiện năng suất của tất cả các doanh nghiệp bất kể doanh nghiệp đóng tại địa bàn nào. Do đó, ảnh hưởng lan tỏa mang tính địa lý toàn cầu đóng góp vào sự hội tụ vùng (Martin and Ottaviano, 1999, 2001).

Tóm lại, tốc độ hội tụ đến trạng thái dừng được dự báo trong phiên bản của nền kinh tế mở của mô hình tăng trưởng tân cổ điển cũng như trong các mô hình về sự lan tỏa công nghệ là nhanh hơn so với phiên bản của nền kinh tế đóng của mô hình tăng trưởng tân cổ điển.

Một cách trực tiếp để kiểm định thực nghiệm về tốc độ hội tụ cao hơn khi nền kinh tể mở có thể cho phép cả dòng dịch chuyển liên vùng của vốn, lao động và công nghệ trong mô hình hồi quy tăng trưởng. Tuy nhiên, rõ ràng rằng một cách tiếp cận trực tiếp như vậy là bị giới hạn bởi sự sẵn có của số liệu, đặc biệt liên quan đến dòng chảy vốn và công nghệ. Một vài cố gắng đã được thực hiện để kiểm định vai trò của dòng di dân đến hội tụ, nhưng các kết quả của các nghiên cứu này gợi ý rằng di dân đóng vai trò là một phần nhỏ trong giải thích về hội tụ (Barro và Sala-i-Martin, 1995).

Một cách thay thế và gián tiếp để kiểm soát các ảnh hưởng của các dòng chảy liên vùng (hoặc các hiệu ứng tương tác không gian) đến tăng trưởng và hội tụ là thông qua các mô hình phụ thuộc không gian. Cách thứ nhất để nghiên cứu về sự phụ thuộc không gian thường được gọi là mô hình tự tương quan theo không gian hay SAR (Anselin and Bera, 1996; Arbia, 2005), trong đó một trễ không gian của biến phụ thuộc được tích hợp ở phía bên phải của mô hình thống kê. Nếu W là một ma trận trọng số không gian được chuẩn hóa theo hàng mô tả cấu trúc và cường độ của các ảnh hưởng, phương trình hội tụ số liệu chéo được viết lại là:

$$g_{T,i} = \ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right] = \alpha + \beta \ln y_{0,i} + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right] + \varepsilon_i \qquad (3.1)$$

trong đó, T là thời điểm cuối của giai đoạn, 0 là thời điểm đầu của giai đoạn. $y_{T,i}$ là giá trị thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm cuối được xem xét, $y_{0,i}$ là giá trị thu nhập bình quân đầu người ở thời điểm đầu. Tham số ρ của biến phụ thuộc trễ không gian $\sum_{j=1}^{N} w_{ij} \ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right]$ nắm bắt ảnh hưởng tương tác mà tốc độ tăng trưởng thu nhập bình quân đầu người ở một tỉnh bị tác động bởi tăng trưởng của các tỉnh lân cận và ngược lại. Thành phần sai số được giả thiết là đồng nhất, độc lập và phân phối chuẩn hóa (i.i.d) dưới giả thiết rằng tất cả các tác động phụ thuộc không gian nằm trong thành phần trễ.

Một cách khác để tích hợp các ảnh hưởng theo không gian là thông qua mô hình sai số không gian đã được Anselin và Bera (1996) đề xuất (gọi là mô hình SEM).

$$\varepsilon_i = \lambda \sum_{j=1}^{N} w_{ij} \varepsilon_i + v_i \qquad (3.2)$$

thành phần sai số v_i được giả thiết được giả thiết là có phân phối chuẩn, với trung bình bằng không và phương sai không đổi, độc lập với $\ln y_{0,i}$ và được rút ra một cách ngẫu nhiên. Các tham số của mô hình (3.4) và (3.5) có thể được ước lượng bằng phương pháp hợp lý tối đa (ML), phương pháp FGLS, biến công cụ hoặc các thủ tục của phương pháp mô men tổng quát.

3.1.2. Số liệu mảng

Một trong những thuận lợi cơ bản của phương pháp số liệu mảng về hội tụ là nó rất hữu ích trong việc hiệu chỉnh chệch được tạo ra bởi các biến bị bỏ sót và tính nhiễu trong hồi quy số liệu chéo (Islam, 1995). Thực ra, số liệu mảng cho phép sự khác biệt công nghệ qua các vùng (hoặc ít nhất phần không quan sát và không đo lường của sự khác nhau này) bằng việc lập mô hình tác động cụ thể theo vùng. Cụ thể, mô hình số liệu mảng có dạng:

$$Y_t = X_t \beta + \mu + \varepsilon_t \qquad (3.3)$$

với, $Y_t = (Y_{1t}, ..., Y_{Nt})'$, $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, ..., X_{Nt})'$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, ..., \varepsilon_{Nt})'$ và $\mu = (\mu_1, ..., \mu_N)'$.

Điều kiện để chỉ định tác động không quan sát được μ là phương trình hồi quy có thể được ước lượng như mô hình tác động cố định hoặc tác động ngẫu nhiên. Đối

với kinh tế lượng truyền thống thì μ được gọi là tác động cố định khi được giải quyết như tham số cần ước lượng cho mỗi quan sát chéo và được gọi là tác động ngẫu nhiên khi được giải quyết như biến ngẫu nhiên. Trong kinh tế lượng hiện đại, μ là tác động ngẫu nhiên nếu các biến quan sát được và tác động không quan sát được không tương quan với nhau, và gọi là tác động cố định nếu ngược lại. Trong mô hình tác động cố định một biến giả được xây dựng cho mỗi đơn vị không gian như độ đo của tác động không quan sát được μ. Trong mô hình tác động ngẫu nhiên, tác động không quan sát được giải quyết như một biến ngẫu nhiên có phân bố i.i.d với trung bình bằng 0 và phương sai σ_μ^2. Đối với mô hình số liệu mảng phân tích hội tụ được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}}\right] = \alpha + \beta \ln y_{t,i} + \mu_i + \varepsilon_{t,i} \qquad (3.4)$$

trong đó, $i = 1, 2, ..., N$ là chỉ số vùng, $t = 1, 2, ..., T$ chỉ số thời gian, k là khoảng cách thời kỳ kế tiếp so với thời kỳ đang nghiên cứu với $1 \le k < \frac{T}{2}$.

Biến phụ thuộc $\ln\left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}}\right]$ với chọn $k = 1$ là tốc độ tăng trưởng hàng năm của thu nhập bình quân đầu người hoặc năng suất lao động của các tỉnh khu vực công nghiệp của Việt Nam. $\ln y_{t,i}$ là năng suất lao động ở thời kỳ nghiên cứu. Ngoài nghiên cứu của Islam (1995), nhiều nghiên cứu đã cố gắng để ước lượng tốc độ hội tụ giữa các vùng khi sử dụng bộ số liệu mảng và biểu thức của mô hình tác động cố định. Trong các nghiên cứu chính, có bằng chứng nhất quán rằng ước lượng tốc độ hội tụ từ số liệu mảng với các tác động cố định có xu hướng lớn hơn số 2%/năm được ước lượng từ số liệu chéo (Barro và Sala-i-Martin, 1995).

3.1.3. Sự phụ thuộc không gian trong số liệu mảng

Trước khi mở rộng mô hình số liệu mảng với sai số không gian, trễ không gian và mô hình Durbin không gian, một vấn đề rất quan trọng là xây dựng ma trận trọng số không gian cho số liệu mảng. Giả sử ma trận W_N là ma trận trọng số không gian được xây dựng như trong chương 1 trình bày với W_N là ma trận đã được chuẩn hóa theo hàng của N đơn vị không gian. Đặt $W = I_T \otimes W_N$, I_T là ma trận đơn vị cấp $T \times T$, $\otimes$ là toán tử Kronecker.

Điểm bắt đầu để mở rộng mô hình số liệu mảng là mô hình tác động cố định truyền thống với thành phần trễ không gian của biến phụ thuộc làm biến độc lập được chỉ định như sau:

$$\begin{aligned} Y_t &= \rho W Y_t + X_t\beta + \mu + \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t) &= 0, E\left(\varepsilon_t \varepsilon_t'\right) = \sigma^2 I_N \end{aligned} \tag{3.5}$$

với ρ được gọi là hệ số tự hồi quy không gian và ε_t là sai số. Trong nghiên cứu này sẽ sử dụng phương pháp ML để ước lượng mô hình (3.12), nếu giá trị ước lượng của tham số ρ có ý nghĩa thì sẽ có sự hiện diện của tự tương quan không gian.

Một cách thay thế liên quan đến tác động không gian là giữ nguyên thành phần hệ thống và chỉ định mô hình sai số không gian, giả sử rằng:

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \varepsilon_t \tag{3.6}$$

$$\varepsilon_t = \delta W \varepsilon_t + \nu_t, E(\nu_t) = 0, E\left(\nu_t \nu_t'\right) = \sigma^2 I_N$$

trong đó, δ là hệ số tự hồi quy của sai số. Nếu δ có ý nghĩa thì sẽ tồn tại tự tương quan trong thành phần sai số. Mô hình (3.14) trong nghiên cứu này sẽ sử dụng phương pháp ML để ước lượng.

Mở rộng mô hình sai số không gian khi xem xét cả tác động trễ không gian và lan tỏa không gian của các biến độc lập thì được mô hình Durbin không gian. Mô hình Durbin không gian được chỉ định như sau:

$$\begin{aligned} Y_t &= \rho W Y_t + X_t\beta + \gamma W X_t + \mu + \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t) &= 0, E\left(\varepsilon_t \varepsilon_t'\right) = \sigma^2 I_N \end{aligned} \tag{3.7}$$

3.2. Hội tụ thu nhập theo cấp tỉnh Việt Nam

Mục này sẽ sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để tiến hành nghiên cứu hội tụ thu nhập bình quân đầu người của 60 tỉnh của Việt Nam từ năm 1995-2013. Nghiên cứu sẽ tiến hành phân tích bằng cả hồi quy số liệu chéo và hồi quy số liệu mảng có tác động lan tỏa không gian.

3.2.1. Hội tụ thu nhập từ hồi quy OLS thường

Nghiên cứu bắt đầu với các ước lượng bình phương nhỏ nhất OLS về mô hình hội tụ β không điều kiện và kiểm định sự hiện diện của các nguồn khác biệt có thể có của việc thiết lập mô hình (tự tương quan theo không gian).

Mô hình số liệu chéo cho hội tụ thu nhập bình quân đầu người các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{GDPP_{2015,i}}{GDPP_{1995,i}}\right] = \alpha + \beta \ln GDPP_{1995,i} + \varepsilon_i \quad (3.8)$$

trong đó i ($i = 1, 2, ..., 60$) là chỉ số tỉnh của Việt Nam.

Bảng 3.1 trình bày các ước lượng OLS số liệu chéo về sự hội tụ tuyệt đối đối với 60 tỉnh ở Việt Nam cho toàn bộ giai đoạn 1995-2015.

3.2.1.1. Số liệu

Để nghiên cứu hội tụ thu nhập bình quân đầu người theo tỉnh, trong nghiên cứu này sử dụng số liệu thống kê thu nhập bình quân đầu người (GDPP) của 60 tỉnh thành phố ở Việt Nam từ năm 1995 đến năm 2015 của Tổng Cục Thống Kê đã được trình bày trong phần thực trạng.

3.2.1.2. Giải thích các biến

Đối với phân tích hội tụ thu nhập bằng OLS thường thì sẽ cần các biến sau:

(1) $\ln\left[\frac{GDPP_{2015,i}}{GDPP_{1995,i}}\right]$ là biến tăng trưởng GDPP năm 2015 so với năm 1995 (biểu diễn dưới dạng loga tự nhiên).

(2) $\ln GDPP_{1995,i}$ là biến GDPP của thời kỳ đầu tiên, tức là năm 1995 (biểu diễn dưới dạng loga tự nhiên).

3.2.1.3. Hội tụ β từ hồi quy OLS thường

Các kết quả ước lượng hội tụ dựa trên hồi quy OLS số liệu chéo chỉ ra rằng: đối với toàn bộ cả nước hệ số β cho toàn bộ thời kỳ là -0.2026 và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.05$. Kiểm định khuyết tật của mô hình, nghiên cứu sử dụng bốn kiểm định gồm kiểm định Jarque-Bera, kiểm định Bresch-Pagan, kiểm định White, kiểm định Breusch-Godfrey. Từ các giá trị quan sát và mức xác suất được cho trong bảng có thể chỉ ra rằng mô hình không có khuyết tật về phương sai sai số thay đổi, không có khuyết tật về tự tương quan.

Kết quả này có thể giải thích như sau: trong toàn bộ giai đoạn 1995-2015, các tỉnh và thành phố có tốc độ tăng trưởng kinh tế cao cùng với những chuyển động liên vùng của các nhân tố và sản phẩm dần dần hòa nhập các thị trường nhân tố tỉnh; chênh

lệch thu nhập theo tỉnh trong cả nước giảm đã dẫn đến có sự hội tụ điều này làm cho kết quả chung hội tụ trong cả giai đoạn. Tuy nhiên, tốc độ hội tụ của cả nước 0.0113 là tương đối thấp cùng với nửa đời lên đến hơn 61 năm. Điều này là chỉ ra rằng cần một thời gian rất dài để có sự bắt kịp tăng trưởng kinh tế giữa các tỉnh của Việt Nam. Như vậy, năm 2015 các tỉnh Việt Nam đã có hiện tượng bắt kịp của các tỉnh có GDPP thấp đối với các tỉnh có GDPP cao, nhưng sự bắt kịp này mới chỉ là bước đầu và cần một thời gian dài có thể theo kịp.

Bảng 3.1. Hồi quy số liệu chéo giai đoạn 1995-2015 (Ước lượng OLS)

	1995-2015
α	4.2761 (0.000)
β	-0.2026 (0.0016)
Goodness of fit	
Adjusted R^2	0.1451
Log likelihood	-2.4202
AIC	0.147
Schwartz Criterion	0.217
Regression Diagnostic	
Jarque-Bera	21.9 (0.000)
Breusch-Pagan	0.1095 (0.7407)
White	0.5988 (0.7412)
Breusch-Godfrey	0.8823 (0.3476)
Tốc độ hội tụ	1.13%
Nửa đời	61.23 năm

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

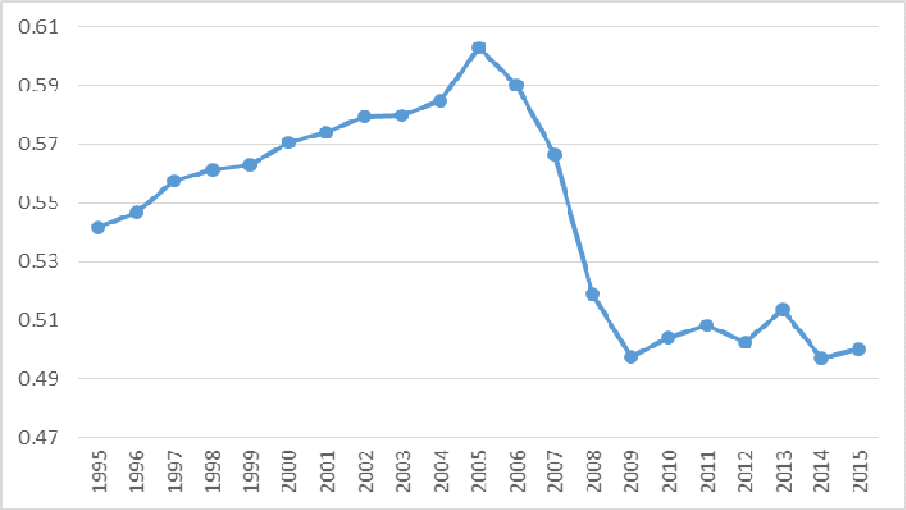
Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Một trong những lý do giải thích tại sao có sự hội tụ, hay bất bình đẳng giữa các tỉnh giảm, trong thời kỳ từ năm 1995-2015 ở Việt Nam là do sự hòa nhập thị trường. Trước thời kỳ đổi mới (trước năm 1986), thị trường hàng hóa, lao động và vốn dường

như bị phân đoạn. Các thị trường ngày nay đang được hòa nhập dần dần, với giá cả hàng hóa, lao động và vốn hội tụ về các giá thị trường, đặc biệt trong điều kiện khi mà công nghệ thông tin phát triển như vũ bão, quá trình phát triển giao thông vận tải, quá trình phát triển của hợp tác giáo dục và chuyển giao như hiện nay. Quá trình này góp phần vào sự giảm bất bình đẳng giữa các tỉnh trong cả nước.

3.2.1.4. Hội tụ σ

Trong phần này sẽ nghiên cứu hội tụ σ của các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015. Đầu tiên, sẽ tính σ của từng năm của các tỉnh sau đó kiểm tra điều kiện thỏa mãn $\sigma_{t+1} < \sigma_t$ thì kết quả cho thấy sau năm 2005 thì có hiện tượng hội tụ σ cho đến năm 2009.



Hình 3.1. Xu thế Sigma của GDPP 60 tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của Tổng cục thống kê

Hình 3.2 trình bày xu thế σ của 60 tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015. Có thể nhận thấy xu thế của σ không ổn định, σ có xu thế tăng từ năm 1995 đến năm 2005 và sau đó có xu thế giảm, nhưng đến năm 2009 thì σ lại có xu thế tăng. Điều này chỉ ra rằng tăng trưởng kinh tế đối với 60 tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 không tồn tại hội tụ σ.

3.2.2. Hội tụ thu nhập từ phương trình tăng trưởng chéo không gian

Trong mục này sẽ tiến hành nghiên cứu hội tụ thu nhập bằng kinh tế lượng không gian số liệu chéo với số liệu được sử dụng giống với số liệu sử dụng trong hồi quy OLS thường. Mô hình số liệu chéo trễ không gian cho hội tụ thu nhập bình quân đầu người các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{GDPP_{2015,i}}{GDPP_{1995,i}}\right] = \alpha + \beta \ln GDPP_{1995,i} + \rho\sum_{j=1}^{N} w_{ij} \ln\left[\frac{GDPP_{2015,i}}{GDPP_{1995,i}}\right] + \varepsilon_i \quad (3.9)$$

Mô hình số liệu chéo sai số không gian cho hội tụ thu nhập bình quân đầu người các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 được chỉ định như sau:

$$\begin{gathered}\ln\left[\frac{GDPP_{2015,i}}{GDPP_{1995,i}}\right] = \alpha + \beta \ln GDPP_{1995,i} + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i = \lambda\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_i + v_i\end{gathered} \quad (3.10)$$

Số liệu và các biến đã được sử dụng như trong mục trên.

3.2.2.1. Kiểm định tính chất phụ thuộc không gian

Sử dụng kiểm định tính chất phụ thuộc không gian đã được trình bày trong chương 1 bao gồm các kiểm định Moran'I, kiểm định LM trễ, kiểm định LM sai số.

3.2.2.2. Chỉ số Moran, sự phụ thuộc không gian và hội tụ Sigma

Phương pháp luận thực nghiệm của tiếp cận truyền thống để kiểm định sự hội tụ dựa trên cơ sở các hồi quy với số liệu chéo. Để có các kết quả đúng trong các hồi quy này, các phần dư phải thỏa mãn các giả thiết Gauss-Markov chuẩn. Một trong những giả thiết này là sự độc lập của các số hạng sai số. Tuy nhiên, nếu có sự tự tương quan theo không gian trong số liệu hồi quy, thì các phần dư của hồi quy có thể tự tương quan theo không gian, mà điều này vi phạm các giả thiết Gauss-Markov. Nhiều thống kê kiểm định đã được đề xuất trong các tài liệu nghiên cứu để kiểm định tự tương quan theo không gian trong các phần dư của hồi quy OLS, ví dụ, I-Moran, tỷ số hợp lý, kiểm định Wald, và kiểm định nhân tử Lagrange. Ba kiểm định khác nhau đối với sự phụ thuộc không gian bao gồm kiểm định I-Moran và hai kiểm định nhân tử Lagrange (LM). Như trong công bố của Anselin và Rey (1991), kiểm định I-Moran là rất mạnh đối với cả hai dạng về sự phụ thuộc theo không gian: trễ không gian và sai số tự tương quan theo không gian, nhưng nó lại không cho phép phân biệt giữa hai dạng mô hình này có phù hợp hay không.

Bảng 3.2 trình bày chỉ số I-Moran theo từng năm và kiểm định. Từ bảng cho thấy chỉ số I-Moran của các năm đều dương và có ý nghĩa thống kê mức $p < 0.1$. Riêng chỉ có 3 năm 2001-2003 chỉ số I-Moran dương nhưng không có ý nghĩa thống kê mức $p < 0.1$. Điều này chỉ ra rằng các về cuối giai đoạn đoạn 1995-2015 thì càng có sự co cụm không gian mà ít có khả năng có sự phân kỳ không gian. Tuy nhiên khả năng này là không cao vì các chỉ số I-Moran tương đối nhỏ.

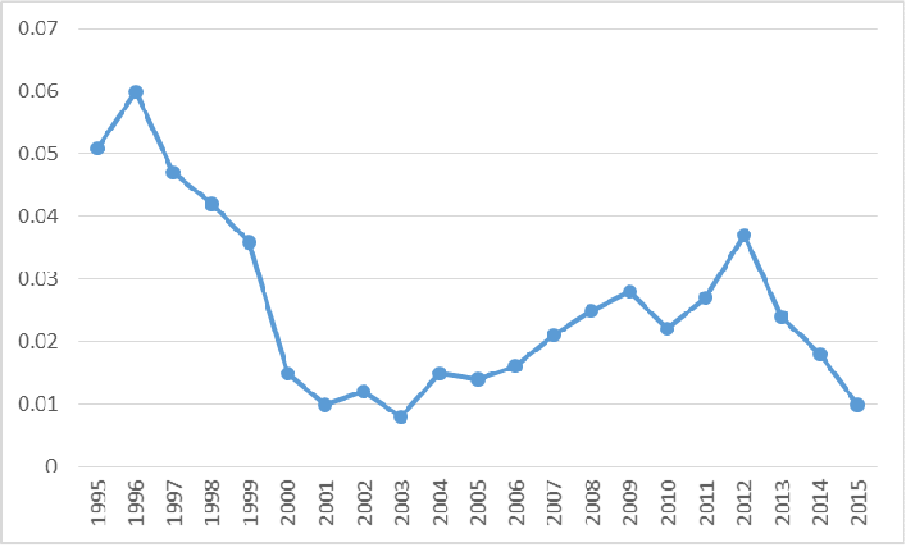
Bảng 3.2. Bảng chỉ số I-Moran và kiểm định

Năm	Giá trị I-Moran	z-scores	p-value
1995	0.051	3.009	0.001
1996	0.060	3.376	0.000
1997	0.047	2.84	0.002
1998	0.042	2.589	0.005
1999	0.036	2.329	0.01
2000	0.015	1.417	0.078
2001	0.010	1.191	0.117
2002	0.012	1.28	0.1
2003	0.008	1.107	0.134
2004	0.015	1.417	0.078
2005	0.014	1.303	0.096
2006	0.016	1.386	0.083
2007	0.021	1.564	0.059
2008	0.025	1.772	0.038
2009	0.028	1.873	0.031
2010	0.022	1.66	0.048
2011	0.027	1.857	0.032
2012	0.037	2.27	0.012
2013	0.024	1.71	0.044
2014	0.018	1.441	0.075
2015	0.010	1.096	0.136

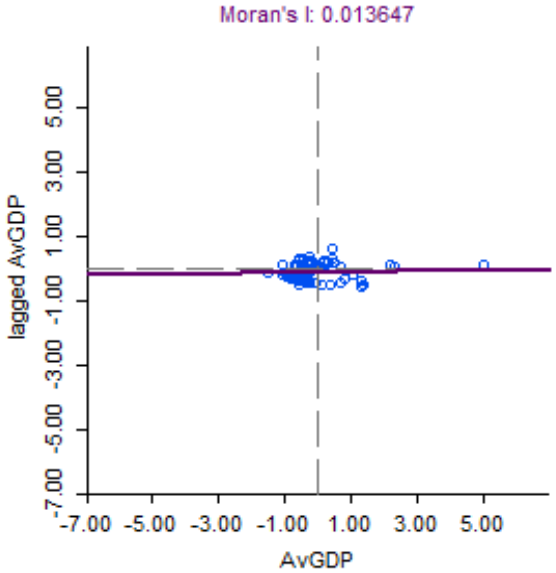
Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Hình 3.1 dưới đây biểu diễn giá trị I – Moran đều dương trong toàn bộ giai đoạn 1995-2015 với xu thế không rõ ràng. Do đó, khả năng cả nước sẽ có thể tồn tại lan tỏa không gian trên toàn bộ giai đoạn.

Hình 3.3 biểu diễn bản đồ GDPP trung bình tỉnh trong cả giai đoạn 1995-2015. Ở đây GDPP trung bình tỉnh được chia thành 5 mức với các màu biểu thị khác nhau trên bản đồ. Màu càng đậm thì càng biểu thị GDPP trung bình cao. Từ bản đồ có thể thấy rằng xung quanh những tỉnh đậm nhất là các tỉnh tương đối đậm. Như vậy, rõ ràng từ chỉ số I-Moran, hình 3.2 về lan tỏa chỉ số I-Moran và hình 3.3 có thể cho rằng khả năng tồn tại sự phụ thuộc không gian giữa các tỉnh của Việt Nam trong hội tụ thu nhập giai đoạn 1995-2015 là rất lớn.



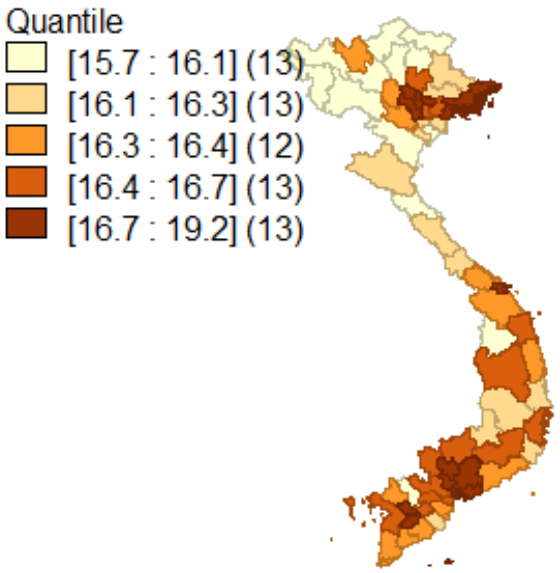
Hình 3.2. Xu thế I-Moran của GDPP các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1995-2015



Hình 3.3. Biểu đồ lan tỏa chỉ số I-Moran của GDPP trung bình các tỉnh giai đoạn 1995-2015

Bảng 3.3 trình bày về kiểm định lựa chọn mô hình trễ hay sai số không gian. Kết quả kiểm định trên có thể giải thích như sau:

Đối với mô hình của cả nước: trong cả thời kỳ mẫu thì mô hình trễ không gian và mô hình sai số không gian, giá trị của thống kê kiểm định nhỏ và xác xuất tương ứng lớn, như vậy không có mô hình nào thích hợp.



Hình 3.4. Bản đồ GDPP trung bình tỉnh trong cả giai đoạn 1995-2015

Hiện tượng phụ thuộc theo không gian dạng nhiễu có thể bắt nguồn từ vấn đề đo lường, chẳng hạn sự không tương thích giữa khuôn mẫu về mặt không gian trong nghiên cứu với các đường ranh giới của các đơn vị quan sát. Hiện tượng phụ thuộc theo không gian dạng trễ có thể bắt nguồn từ vấn đề lan tỏa không gian của các yếu tố tăng trưởng và kích thích tăng trưởng kinh tế từ một tỉnh đến các tỉnh lân cận trong cùng một thời kỳ. Vậy, đối với cả nước sau khi kiểm định về sự tồn tại của trễ không gian và sai số không gian thì cả hai mô hình đều không được chỉ định. Điều này có thể bắt nguồn từ nghiên cứu số liệu chéo chỉ xét đến năm cuối giai đoạn là 2015 và năm đầu giai đoạn 1995 mà không xem xét đến xu hướng của từng năm trong giai đoạn.

Bảng 3.3. Kiểm định lựa chọn mô hình trễ không gian hay sai số không gian

	Mô hình cả nước		
	Phương pháp kiểm định	**Giá trị quan sát**	**P-Value**
1995-2015	**LM_e**	0.982	0.322
	LM_L	0.491	0.483

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

3.2.3. Hội tụ thu nhập từ phương trình tăng trưởng số liệu mảng

Như đã chỉ ra ở trên, trong hồi quy số liệu chéo chỉ xem xét được năm đầu của giai đoạn và năm cuối của giai đoạn nghiên cứu mà không xem xét được xu thế của

từng năm trong cả giai đoạn. Cũng như Islam (1995) đã chỉ ra những nhược điểm của hồi quy số liệu chéo so với hồi quy số liệu mảng, trong phần tiếp theo sẽ tiến hành phân tích hội tụ từ phương trình tăng trưởng số liệu mảng và tác động không gian trong số liệu mảng. Mô hình hội tụ thu nhập không điều kiện số liệu mảng được chỉ định dưới dạng như sau:

$$\ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right] = \alpha + \beta \ln GDPP_{t,i} + \mu_i + u_{t,i} \qquad (3.11)$$

với i ($i = 1, 2, ..., 60$) chỉ ra các tỉnh và t ($t = 1995, 1996, ..., 2015$) chỉ ra các thời kỳ và $k = 1$ tức là, $\ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right]$ là biến tăng trưởng hàng năm.

Bắt đầu từ mô hình số liệu mảng với tác động cố định truyền thống sẽ mở rộng để bao gồm phụ thuộc không gian bao gồm tính cả giới hạn trễ không gian, sai số không gian và Durbin không gian. Trong đó mô hình số liệu mảng tác động cố định sai số không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right] = \alpha + \beta \ln GDPP_{t,i} + \mu_i + u_{t,i} \qquad (3.12)$$

$$u_{t,i} = \delta W u_{t,i} + \varepsilon_{t,i}$$

trong đó W là ma trận được xác định trong phần trên, tức là $W = I_{60} \otimes W_{60}$ và các chỉ số giống như mô hình (3.11). Mô hình số liệu mảng tác động cố định trễ không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right] = \alpha + \rho W \ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right] + \beta \ln GDP_{t,i} + \mu_i + u_{t,i} \qquad (3.13)$$

Cuối cùng, mô hình số liệu mảng tác động cố định Durbin không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right] = \alpha + \rho W \ln\left[\frac{GDPP_{t+k,i}}{GDPP_{t,i}}\right] + \beta \ln GDP_{t,i} + \gamma W \ln GDP_{t,i} + \mu_i + u_{t,i} \qquad (3.14)$$

trong đó, các biến và chỉ số của mô hình (3.13) và (3.14) giống với mô hình (3.11).

Bảng 3.4 dưới đây trình bày kết quả hồi quy số liệu mảng từ mô hình tác động cố định, mô hình trễ không gian, mô hình Durbin không gian. Kết quả ước lượng có được từ sử dụng phần mềm stata 13.

Bảng 3.4. Kết quả số liệu mảng hội tụ thu nhập Việt Nam 1995-2015

	Tác động cố định		**Trễ không gian**	**Durbin không gian**
α	0.533 (0.000)	Const	0.478 (0.000)	0.1755 (0.104)
β	-0.02943 (0.000)	β	-0.027 (0.000)	-0.16 (0.0000)
R^2 **within**	0.018	ρ	0.343 (0.003)	0.2556 (0.001)
F-test $u_i = 0$	0.74 (0.9288)	γ		0.1523 (0.000)
Hausman test	11.05 (0.000)	**Log-Likelihood**	1426.21	1461.4659
Number of Obs	1260	**F-test**	9.55 (0.000)	5.07 (0.0064)
Number of Groups	60	LR_{COM} **test**		42.59 (0.000)
		Moran'I test	-0.021 (0.9832)	4.0303 (0.000)
		LM Error	0.056 (0.8129)	12.705 (0.000)
		LM Lag	0.000 (1.000)	12.352 (0.000)
		Heteroscedasticity test	1.643 (0.20)	3.1143 (0.0776)
		Number of Obs	1260	1260
		Number of Groups	60	60

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Từ bảng 3.4 cho thấy đối với hồi quy số liệu mảng không có tác động lan tỏa không gian thì sử dụng kiểm định Hausman cho chỉ định là tác động cố định với giá trị quan sát là 11.05 và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Hệ số $\beta = -0.02943$ có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ nhưng sử dụng kiểm định F-test thì giá trị quan sát là 0.74 và không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất

$p < 0.1$. Như vậy, đối với hồi quy số liệu mảng thường không có tác động lan tỏa không gian không phù hợp với trường hợp hội tụ thu nhập các tỉnh ở Việt Nam giai đoạn 1995-2015.

Tiếp theo, trong cột 4 của bảng 3.4 trình bày kết quả của mô hình số liệu mảng trễ không gian tác động cố định. Kết quả chỉ ra rằng các hệ số β và hệ số ρ của trễ không gian đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Tuy nhiên, khi tiến hành kiểm định về sự phụ thuộc không gian thì tất cả các kiểm định đều không có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.1$. Do vậy, mô hình số liệu mảng trễ không gian tác động cố định cũng không phù hợp với nghiên cứu hội tụ thu nhập các tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015.

Cuối cùng, trong cột 5 của bảng 3.4 trình bày kết quả của mô hình số liệu mảng Durbin tác động cố định. Tại sao lựa chọn mô hình số liệu mảng Durbin tác động cố định? Ở đây sử dụng kiểm định LR_{COM} để lựa chọn giữa hai mô hình Durbin không gian và mô hình sai số không gian thì giá trị quan sát là 42.59 có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Điều này chỉ ra rằng, trong trường hợp nghiên cứu hội tụ thu nhập các tỉnh Việt Nam thì lựa chọn mô hình số liệu mảng Durbin không gian phù hợp hơn với mô hình số liệu mảng sai số không gian. Tiến hành kiểm định khuyết tật lớn nhất của mô hình là phương sai sai số thay đổi thì giá trị quan sát là 3.1143 không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.05$, tức là phương sai sai số tương đối thuần nhất.

Đối với các kiểm định sự phụ thuộc không gian cho mô hình Durbin không gian thì từ kết quả đều chỉ ra rằng cả ba chỉ số Moran'I, LM Lag, LM Error đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Tức là, khi xem xét lan tỏa không gian của cả tăng trưởng và lan tỏa không gian của GDPP thì tồn lại sự phụ thuộc không gian giữa 60 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 trong cả trễ không gian và nhiễu không gian. Hơn nữa, hệ số của biến lan tỏa không gian của tăng trưởng và lan tỏa không gian của GDPP đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, tức là có tác động thuận chiều đến tăng trưởng của các tỉnh.

Như vậy, rõ ràng sự tăng trưởng của mỗi tỉnh không chỉ gói gọn trong tỉnh đó mà còn có tác động lan tỏa tích cực đến những tỉnh lân cận, kéo theo sự phát triển kinh tế của các tỉnh lân cận. Điều này có thể lý giải bởi giao thông vận tải của cả nước ngày được thuận lợi, dẫn đến sự giao dịch thương mại, trao đổi về kiến thức giáo dục giữa các tỉnh lân cận được thuận tiện hơn rất nhiều. Hơn nữa, từ những

chính sách phát triển những cụm kinh tế của nhà nước đã thúc đẩy sự lan tỏa kinh tế đến các tỉnh xung quanh làm thu nhập bình quân đầu người của các tỉnh đó được nâng cao và có khả năng thu hẹp khoảng cách kinh tế giữa các tỉnh. Rõ ràng, từ hệ số $\beta = -0.16$ và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ thì nhận định trên càng chính xác bởi vì tồn tại sự hội tụ không gian giữa các tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015.

Bảng 3.5. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc không gian từ phần mềm Stata

```
==============================================================================
*** Spatial Panel Aautocorrelation Tests
==============================================================================
  Ho: Error has No Spatial AutoCorrelation
  Ha: Error has    Spatial AutoCorrelation

- GLOBAL Moran MI            =   0.0287     P-Value > Z( 4.090)   0.0000
- GLOBAL Geary GC            =   0.9814     P-Value > Z(-1.019)   0.3080
- GLOBAL Getis-Ords GO       =  -0.0287     P-Value > Z(-4.090)   0.0000
------------------------------------------------------------------------------
- Moran MI Error Test        =   4.0303     P-Value > Z(558.175)  0.0001
------------------------------------------------------------------------------
- LM Error (Burridge)        =  12.7048     P-Value > Chi2(1)     0.0004
- LM Error (Robust)          =   0.3895     P-Value > Chi2(1)     0.5326
------------------------------------------------------------------------------
  Ho: Spatial Lagged Dependent Variable has No Spatial AutoCorrelation
  Ha: Spatial Lagged Dependent Variable has    Spatial AutoCorrelation

- LM Lag (Anselin)           =  12.3520     P-Value > Chi2(1)     0.0004
- LM Lag (Robust)            =   0.0367     P-Value > Chi2(1)     0.8480
------------------------------------------------------------------------------
```

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Bảng 3.5. So sánh tốc độ hội tụ và "nửa đời"

	1995-2015
Tốc độ hội tụ mô hình Durbin không gian	0.87%
Nửa đời	79.51 năm
Tốc độ hội tụ mô hình OLS	1.13%
Nửa đời	61.23 năm

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Bảng 3.5 trình bày so sánh về tốc độ hội tụ giữa mô hình hồi quy OLS thường và mô hình hồi quy số liệu mảng Durbin không gian trong giai đoạn 1995-2015. Từ kết quả của bảng chỉ ra rằng tốc độ hội tụ của mô hình Durbin không gian chậm hơn so với mô hình OLS. Tuy rằng, sự chậm hơn này thật sự không đáng kể nhưng cũng

phản ánh rõ khi có sự lan tỏa không gian ở cả biến tăng trưởng và biến GDPP thì đã phản ánh rõ hơn về sự hội tụ giữa của các tỉnh Việt Nam.

3.3. Hội tụ năng suất theo cấp tỉnh Việt Nam

Mục tiêu của mục này là sử dụng số liệu mảng trong kinh tế lượng không gian để tiến hành nghiên cứu hội tụ năng suất lao động khu vực công nghiệp của 60 tỉnh của Việt Nam từ năm 1998-2015 và tiến hành so sánh với sử dụng số liệu chéo trong kinh tế lượng không gian.

Hầu hết các nghiên cứu trước đây vẫn áp dụng các phương pháp thực nghiệm dùng cho phân tích hội tụ giữa các quốc gia để phân tích hội tụ trong nội bộ quốc gia, nghĩa là các khu vực hay các tỉnh của một quốc gia. Các nhà nghiên cứu quan tâm tới tăng trưởng và hội tụ theo vùng thường không phân biệt rằng vùng và quốc gia là những phạm trù không thể thay thế cho nhau một cách đơn thuần. Do vậy, mặc dù giả định một nền kinh tế đóng có thể dùng cho phân tích ở phạm vi các nước, nhưng có lẽ không hợp lý nếu áp dụng cho các vùng trong cùng một quốc gia, vì ở đó các rào cản thương mại và dòng vận động nhân tố là thấp hơn rất nhiều. Trong nhiều vấn đề cần quan tâm, ít nhất có hai vấn đề mà người ta cần nhấn mạnh và gợi mở cho hướng nghiên cứu mới: (i) Nếu xét nền kinh tế mở thì hội tụ sẽ diễn ra thế nào? (ii) Sự phụ thuộc không gian giữa các vùng có tác động như thế nào đến hội tụ?

Hai nguyên nhân chính của việc chỉ định sai lầm đã được nêu ra trong các nghiên cứu kinh tế lượng không gian: sự phụ thuộc về mặt không gian và tính không đồng đều theo không gian (Anselin 1988). Tính phụ thuộc theo không gian (hay tính tự tương quan theo không gian) bắt nguồn từ việc không có sự độc lập giữa các quan sát được sắp xếp theo không gian (Cliff và Ord, 1973). Cụ thể, Anselin và Rey (1991) phân biệt giữa tính phụ thuộc không gian trọng yếu và nhiễu. Tính phụ thuộc không gian trọng yếu phản ứng sự tồn tại của hiệu ứng tương tác không gian, chẳng hạn ảnh hưởng lan tỏa công nghệ hay sự vận động của các nhân tố, chúng là các thành phần trọng yếu quyết định tới mức độ bất bình đẳng thu nhập giữa các vùng. Tính phụ thuộc theo nhiễu không gian có thể bắt nguồn từ những trục trặc khi đo lường, chẳng hạn sự không tương thích giữa đặc điểm không gian trong nghiên cứu với những ranh giới không gian của các đơn vị quan sát. Nguyên nhân thứ hai của việc chỉ định sai lầm, tức là tính không đồng đều theo không gian, phản ánh sự bất ổn định của mối quan hệ hành vi giữa các đơn vị quan sát. Như Rey và Montuori (1999) đã nhấn mạnh, các nghiên cứu về kinh tế lượng không gian đưa ra một chuỗi các thủ tục để kiểm định sự tồn tại của hiệu ứng không gian (Anselin, 1988; Anselin,

1995; Anselin và Berra, 1998; Anselin và Florax, 1995; Getis và Ord, 1992). Ngoài ra, trong cách tiếp cận hồi quy chéo, có một số dạng hệ số ước lượng cho các mô hình có xem xét hiệu ứng không gian một cách chính thức. Dạng phụ thuộc trọng yếu để nghiên cứu về sự phụ thuộc không gian thường được gọi là mô hình tự tương quan theo không gian hay (Anselin và Bera, 1998; Arbia, 2005) và mô hình trễ không gian. Một số nghiên cứu thực nghiệm đã sử dụng nền tảng kinh tế lượng không gian để kiểm định sự hội tụ vùng. Các nghiên cứu đầy đủ nhất như của Rey và Montouri (1999), Fingleton và Le Gallo (2007) và Abria và Basile (2005).

3.3.1. Mô hình hội tụ năng suất

Xuất phát từ mô hình mô hình hội tụ Barro, nghiên cứu chỉ định mô hình hội tụ không điều kiện TFP như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{2015,i}}{TFP_{1998,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{1998,i} + \varepsilon_i \tag{3.15}$$

trong đó $i = 1, 2, .., 60$ là chỉ số về 60 tỉnh ở Việt Nam.

Để mở rộng đối với kinh tế lượng không gian, nghiên cứu sẽ xem xét hai mô hình trễ không gian và sai số không gian với số liệu chéo cho hội tụ TFP như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{2015,i}}{TFP_{1998,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{1998,i} + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \ln\left[\frac{TFP_{2015,j}}{TFP_{1998,j}}\right] + \varepsilon_i \tag{3.16}$$

$$\ln\left[\frac{TFP_{2015,i}}{TFP_{1998,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{1998,i} + \varepsilon_i \tag{3.17}$$

$$\varepsilon_i = \delta \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \varepsilon_j + \eta_i$$

Số hạng sai số η được giả thiết là phân phối chuẩn, độc lập với trung bình bằng không và phương sai hằng số σ_η^2 độc lập với $\ln TFP_{1998}$. W là ma trận trọng số theo không gian được xác định trong chương 1.

Như đã trình bày trong các nghiên cứu trên, số liệu mảng là rất hữu ích về hiệu chỉnh chệnh được tạo ra bởi các biến bị bỏ sót và tính không thuần nhất trong hồi quy với số liệu chéo (Islam, 2003). Mô hình hội tụ năng suất không điều kiện với số liệu mảng được chỉ định dưới dạng như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \mu_i + u_{t,i} \quad (3.18)$$

với i (i=1, …., 60) chỉ số các tỉnh và t (t=1998, …., 2015) chỉ ra các thời điểm và $k = 1$ tức là, $\ln\left[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}\right]$ là biến tăng trưởng hàng năm. Biến $\ln TFP_{t,i}$ là biến TFP trong thời điểm đang xem xét.

Mô hình (3.18) được viết gọn dưới chỉ số t như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \mu + u_t \quad (3.19)$$

Cũng giống như phần nghiên cứu hội tụ thu nhập, xuất phát từ mô hình số liệu mảng tác động cố định truyền thống sẽ mở rộng sự phụ thuộc không gian bao gồm tính cả giới hạn trễ không gian, sai số không gian và Durbin không gian. Trong đó mô hình số liệu mảng tác động cố định sai số không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \mu + u_t \quad (3.20)$$

$$u_t = \delta W u_t + \varepsilon_t$$

trong đó W là ma trận được xác định bởi $W = I_{60} \otimes W_{60}$.

Mô hình dữ liệu mảng tác động cố định trễ không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \rho W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t + u_t \quad (3.21)$$

Cuối cùng mô hình dữ liệu mảng tác động cố định Durbin không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \rho W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t + \gamma_1 W \ln TFP_t + u_t \quad (3.22)$$

Trong mục này sẽ sử dụng kiểm định Moran'I để kiểm định sự phụ thuộc không gian, phương pháp kiểm định LM và LR_{COM} được trình bày trong chương 1.

3.3.2. Số liệu và giải thích biến

3.3.2.1. Số liệu

Mục đích của nghiên cứu trong phần này là phân tích sự hội tụ không điều kiện của năng suất lao động của toàn bộ nền kinh tế và 3 khu vực nông nghiệp, công nghiệp

và dịch vụ ở cấp tỉnh và sử dụng số liệu về đầu ra, vốn, lao động, thu thập từ Tổng cục Thống kê, Bộ Lao động và Thương binh xã hội từ năm 1998 đến năm 2015 vào nghiên cứu. Bộ số liệu này gồm đầu ra gộp theo giá so sánh, vốn đã khấu hao và lao động của toàn bộ nền kinh tế, của các khu vưc nông nghiệp, công nghiệp và dịch vụ. Tuy nhiên, đối với toàn bộ nền kinh tế, khu vực nông nghiệp, khu vực dịch vụ không tồn tại hội tụ nên không trình bày trong phần này mà sẽ đi sâu vào phân tích hội tụ của khu vực công nghiệp.

3.3.2.2. Giải thích biến

(1) Biến lnTFP, TFP được ước lượng trong Nguyễn Khắc Minh và cộng sự (2015) danh mục các công trình nghiên cứu của tác giả và sau đó lấy logarit tự nhiên.

3.3.3. Kết quả thực nghiệm từ số liệu chéo

Bảng 3.6 trình bày kết quả ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS về hội tụ không điều kiện năng suất lao động của khu vực công nghiệp gồm 60 tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1998-2015. Hệ số ước lượng OLS của năng suất lao động ở thời điểm đầu cho toàn giai đoạn nghiên cứu có ý nghĩa thống kê cao và mang dấu âm. Điều này khẳng định tồn tại hôi tụ tuyệt đối năng suất lao động công nghiệp trong giai đoạn 1998-2015. Từ bảng 3.6 thì hệ số β của năng suất lao động ban đầu ước lượng được bằng OLS của thời kỳ 1998-2015 là -0.6129 có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Điều này chỉ ra rằng, trong thời kỳ 1998-2015 thì năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam tồn tại sự hội tụ. Từ hệ số β tính được tốc độ hội tụ là 5.58% và "nửa đời" là 12.416 năm. Như vậy, với số liệu chéo với biến phụ thuộc là tăng trưởng của hai thời điểm, thời điểm đầu và thời điểm cuối của giai đoạn thì tốc độ hội tụ tương đối nhanh lên đến 5.58%. Nhưng năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam có thật sự hội tụ nhanh hay không, thì cần phải xét hội tụ có điều kiện và tăng trưởng theo từng năm một của cả giai đoạn 1998-2015.

Bảng 3.6 cũng chỉ ra kết quả của các kiểm định khuyết tật mô hình trên cơ sở dựa trên số liệu chéo và phần dư thu được từ ước lượng bằng phương pháp OLS. Trước hết giá trị của kiểm đinh Jarque-Bera chỉ ra sai số tuân theo phân phối chuẩn. Giá trị của thống kê kiểm định Breusch-Pagan là 0.0077 không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$, điều này chỉ ra rằng mô hình không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và kết quả của kiểm định này được khẳng định bằng giá trị của thống kê kiểm định White. Bảng 3.7 cũng cho biết giá trị của hàm hợp lý tối đa và giá trị của các tiêu chuẩn Schwartz và tiêu chuẩn AIC.

Bảng 3.6. Kết quả ước lượng hội tụ không điều kiện năng suất lao động

Ước lượng bằng phương pháp OLS

	1998-2015	Regression Diagnostic	
α	2.85 (0.000)	**Jarque-Bera**	0.1677 (0.92)
β	-0.6129 (0.000)	**Breusch-Pagan**	0.0077 (0.93)
Goodness of fit		**White**	0.067 (0.967)
Adjusted R^2	0.449	**Tốc độ hội tụ**	5.58%
Log likelihood	-40.65	**Nửa đời**	12.416 năm
AIC	1.422		
Schwartz Criterion	1.491		

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Để kiểm định sự hiện diện của phụ thuộc không gian có 3 kiểm định khác nhau đó là chỉ số Moran I và 2 kiểm định dạng nhân tử Lagrange. Bảng 3.7 chỉ ra cả ba kiểm định đều không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$. Như vậy, không tồn tại sự phụ thuộc không gian trong nghiên cứu hội tụ không điều kiện năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1998-2015.

Bảng 3.7. Kiểm định phụ thuộc không gian

Moran's I	LM Error	LM Lag
0.567 (0.57)	0.006 (0.94)	0.411 (0.521)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

3.3.4. Kết quả thực nghiệm từ số liệu mảng

Trong phần này, sẽ trình bày kết quả thu được từ số liệu mảng trong ước lượng của quá trình hội tụ năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh của Việt Nam giai đoạn từ 1998 đến 2015. Phân tích thực nghiệm chuyển từ xem xét các mô hình số liệu mảng giải thích tự tương quan không gian dẫn tới kết quả ước lượng tin cậy hơn trong việc đánh giá hội tụ bằng việc kiểm soát các biến bị bỏ sót

và sai số không gian. Hơn nữa, sự hiện diện chung của tác động cố định và không gian cho phép phụ thuộc không gian, khắc phục được những thiếu sót khi sử dụng số liệu chéo. Baltagi (2006) cũng đã liệt kê một số lợi ích và hạn chế liên quan đến sử dụng dữ liệu mảng cổ điển (Hsiao, 1986).

Bảng 3.8 trình bày kết quả ước lượng mô hình hội tụ vùng số liệu mảng tác động cố định. Biến phụ thuộc là tốc độ tăng trưởng hàng năm về năng suất lao động và chỉ có biến độc lập được xem xét là năng suất lao động ở đầu giai đoạn. Trong hầu hết các trường hợp, có 60 nhóm khác nhau, mỗi nhóm tương ứng với 1 tỉnh và 18 quan sát cho từng nhóm cho toàn giai đoạn từ 1998-2015. Giá trị hệ số bêta của mức năng suất lao động của khu vực công nghiệp của các tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn 1998-2015 là -0.19. Hệ số bêta âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chỉ ra sự tồn tại của hội tụ. Tuy nhiên, đáng tiếc là kiểm định F cho các $u_i = 0$ không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$. Như vậy, đối với mô hình số liệu mảng tác động cố định không khẳng định rõ ràng được về sự hội tụ không điều kiện của năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015.

Bảng 3.8. Mô hình số liệu mảng tác động cố định

Constant	0.6657 (0.000)	R^2within	0.1005
β	-0.19 (0.000)	R^2between	0.0376
$Sigma_\alpha$	0.10	R^2overall	0.0605
$Sigma_\varepsilon$	0.3376	Correlation $(\alpha_i, x\beta)$	-0.632
ρ	0.082	**Số quan sát**	1080
F-test that all $u_i = 0$	0.96 (0.55)	**Số nhóm**	60
Hausman Test	44.93 (0.000)		

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Như đã nhận xét, xử lý rõ ràng về phụ thuộc không gian trong mô hình số liệu mảng không những chỉ giải quyết được các vấn đề liên quan đến các nhân tố không quan sát được mà còn loại bỏ chệch nhờ áp dụng sự phụ thuộc không gian trong số hạng sai số. Bảng 3.9 trình bày kết quả ước lượng của hai mô hình số liệu mảng tác

động cố định trễ không gian và mô hình số liệu mảng tác động cố định Durbin không gian. Cột thứ 2 của bảng 3.9 trình bày kết quả ước lượng mô hình trễ không gian tác động cố định. Giá trị hệ số β được ước lượng là -0.1607 và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ cho cả giai đoạn 1998-2015. Trong khi đó, từ cột thứ 3 thì hệ số β của mô hình Durbin không gian được ước lượng là -0.4827.

Bảng 3.9. Mô hình số liệu mảng trễ và Durbin không gian tác động cố định

	Mô hình trễ không gian	**Mô hình Durbin không gian**
α	0.5161 (0.000)	0.2595 (0.000)
β	-0.1607 (0.000)	-0.4827 (0.000)
ρ	0.7906 (0.000)	0.6891 (0.000)
γ		0.4243 (0.000)
Log-Likelihood	-241.6226	-256.0763
LR_{COM}		29.56 (0.000)
Moran'I test	4.1886 (0.000)	30.0287 (0.000)
LM Error	12.7877 (0.000)	752.1663 (0.000)
LM Lag	0.000 (1.000)	711.4077 (0.000)
Heteroscedasticity test	0.2104 (0.6465)	0.7762 (0.3783)
Observations	1080	1080
Number of group	60	60

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Giảm về giá trị tuyệt đối của hệ số bêta trong mô hình trễ không gian khẳng định tác động dương về tính lưu động của yếu tố sản xuất, quan hệ thương mại và sự hiện diện của hiệu ứng lan tỏa không gian của năng suất lao động của một tỉnh đến các

tỉnh lân cận. Điều này càng thể hiện rõ ở hệ số trễ không gian của biến phụ thuộc của hai mô hình đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$, hệ số lan tỏa không gian của biến độc lập của mô hình Durbin cũng dương và có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$. Từ quan điểm kinh tế, kết quả này khẳng định bằng chứng đã đạt được nhờ áp dụng phương pháp ước lượng số liệu chéo.

Mô hình Durbin không gian được chỉ định ở đây là do kiểm định LR_{COM} có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Đối với mô hình Durbin các kiểm định về sự phụ thuộc không gian đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Điều này chỉ ra rằng, sự lan tỏa không gian của cả tăng trưởng năng suất lao động và năng suất lao động của một tỉnh đến các tỉnh lân cận là rất rõ ràng. Sự lan tỏa không gian này mang lại xu thế phát triển cân bằng hơn cho các tỉnh và đóng góp vào phát triển toàn diện của Việt Nam.

3.4. Hội tụ năng suất cấp tỉnh và vai trò lan tỏa của FDI

Mục tiêu của nghiên cứu này là xem xét hội tụ theo tỉnh của TFP công nghiệp dưới ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài từ tiếp cận kinh tế lượng không gian. Việc kiểm soát tác động cố định cho phép tách tác động của phụ thuộc không gian (hay tác động lẫn nhau về không gian) từ tác động của không thuần nhất theo không gian và ảnh hưởng của các biến bị bỏ sót để nghiên cứu quá trình hội tụ TFP công nghiệp theo tỉnh.

Trong nghiên cứu của Barro và Sala-i-Martin đã chỉ ra FDI có tác dụng rất lớn đến mở rộng công nghệ, FDI thông qua thúc đẩy việc học tập của các nước được đầu tư để lĩnh hội được công nghệ tiên tiến nhằm nâng cao hiệu quả lao động và sự phổ biến của công nghệ sản xuất, từ đó đẩy nhanh tốc độ tăng trưởng của các quốc gia và khu vực có nền kinh tế lạc hậu vượt qua các quốc gia và khu vực có nền kinh tế phát triển.

Hơn nữa, như đã phân tích trong cơ sở phương pháp luận các nền kinh tế phát triển sẽ có hiệu quả lao động cao vì vậy trong nghiên cứu này sẽ xem xét ảnh hưởng của tăng trưởng FDI, tăng trưởng GDP đến TFP của các tỉnh. Trong một khía cạnh nào đó, tỷ giá sẽ làm thay đổi lượng vốn FDI nhận được đối với mỗi tỉnh, mặt khác tỷ giá đối với các tỉnh là như nhau. Vì vậy, trong nghiên cứu này cũng sẽ xem xét tác động của tỷ giá đối với TFP, tuy nhiên vì tỷ giá không đổi đối với các tỉnh nên việc xem xét tỷ giá trong số liệu chéo là không phù hợp.

3.4.1. Mô hình hội tụ năng suất

Xuất phát từ mô hình mô hình hội tụ Barro, nghiên cứu chỉ định mô hình hội tụ TFP được bổ sung các biến giải thích gồm tăng trưởng FDI, tăng trưởng GDP, đến khu

vực công nghiệp của các tỉnh trong nước như sau:

$$\ln\left(\frac{TFP_{2015,i}}{TFP_{1998,i}}\right) = \alpha + \beta \ln TFP_{1998,i} + \alpha_2 FDI1598_i + \alpha_3 GDP1598_i + \varepsilon_i \quad (3.23)$$

trong đó $i = 1, 2, .., 60$ là chỉ số về 60 tỉnh ở Việt Nam.

Để mở rộng đối với kinh tế lượng không gian, nghiên cứu sẽ xem xét hai mô hình trễ không gian và sai số không gian với số liệu chéo cho hội tụ TFP như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{2015,i}}{TFP_{1998,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{1998,i} + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \ln\left[\frac{TFP_{2015,j}}{TFP_{1998,j}}\right] \quad (3.24)$$
$$+\alpha_2 FDI1598_i + \alpha_3 GDP1598_i + u_i$$

$$\varepsilon_i = \delta \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \varepsilon_j + \eta_i$$

Trong đó ρ là tham số của biến phụ thuộc trễ không gian, số hạng sai số η được giả thiết là phân phối chuẩn, độc lập với trung bình bằng không và phương sai hằng số σ_η^2 độc lập với $\ln TFP_{1998}$. W là ma trận trọng số theo không gian.

Như đã trình bày trong các nghiên cứu trên, đã nói về ưu điểm của số liệu mảng so với số liệu chéo. Khi đó mô hình hội tụ năng suất có điều kiện với số liệu mảng được chỉ định dưới dạng như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{t,i} + \alpha_1 DFDI_{t,i} + \alpha_2 DGDP_{t,i} + \alpha_3 FG_{t,i} + \mu_i + u_{t,i} \quad (3.25)$$

với i (i=1, …., N) chỉ ra các tỉnh và t (t=1, …., T) chỉ ra các thời kỳ và $k = 1$ tức là, $\ln\left[\frac{TFP_{t+k,i}}{TFP_{t,i}}\right]$ là biến tăng trưởng hàng năm.

Trong mô hình (3.25) được chỉ định bổ sung biến FG vì FG thể hiện tỷ lệ vốn FDI trên GDP theo từng năm tại từng tỉnh sẽ có tác động đến biến tăng trưởng của năng suất lao động. Biến $\ln TFP_{t,i}$ là biến TFP trong thời điểm đang xem xét.

Mô hình (2.20) được viết gọn dưới chỉ số t như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \alpha_1 DFDI_t + \alpha_2 DGDP_t + \alpha_3 FG_t + \mu + u_t \quad (3.26)$$

Mở rộng mô hình số liệu mảng bằng kinh tế lượng không gianm nghiên cứu sẽ chỉ định mô hình số liệu mảng tác động cố định sai số không gian như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \alpha_1 DFDI_t + \alpha_2 DGDP_t + \alpha_3 FG_t + \mu + u_t \quad (3.27)$$

$$u_t = \delta W u_t + \varepsilon_t$$

trong đó W là ma trận được xác định bởi $W = I_{60} \otimes W_{60}$. Mô hình dữ liệu mảng tác động cố định trễ không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \rho W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t + \alpha_1 DFDI_t + \alpha_2 DGDP_t + \alpha_3 FG_t + u_t \quad (3.28)$$

Cuối cùng mô hình dữ liệu mảng tác động cố định Durbin không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \alpha_1 DFDI_t + \alpha_2 DGDP_t + \alpha_3 FG_t + \gamma_1 W \ln TFP_t + \gamma_2 WDFDI_t + \gamma_3 WDGDP_t + \gamma_4 WFG_t + \mu + u_t \quad (3.29)$$

3.4.2. Dữ liệu và giải thích biến

3.4.2.1. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng số liệu về đầu ra, vốn, lao động, thu thập, đầu tư nước ngoài từ Tổng cục Thống kê, Bộ Lao động và Thương binh xã hội từ năm 1998 đến năm 2015 như đã trình bày trong chương 2. Bộ số liệu này gồm đầu ra gộp theo giá so sánh, vốn đã khấu hao, tính theo giá so sánh và lao động của khu vưc công nghiệp. Để đảm bảo các đơn vị nghiên cứu là thuần nhất, nghiên cứu đã tiến hành ghép như đã trình bày trong chương 2.

3.4.2.2. Giải thích biến

(1) Biến lnTFP, TFP được ước lượng trong Nguyễn Khắc Minh và cộng sự (2015) danh mục các công trình nghiên cứu của tác giả và sau đó lấy logarit tự nhiên.

(2) Biến FDI1598 là biến tăng trưởng FDI năm 2015 so với năm 1998.

(3) Biến GDP1598 là biến tăng trưởng GDP năm 2015 so với năm 1998.

(4) Biến DFDI là biến tăng trưởng FDI năm nay so với năm trước của cả giai đoạn 1998-2015.

(5) Biến DGDP là biến tăng trưởng GDPP năm nay so với năm trước của cả giai đoạn 1998-2015.

(6) Biến FG là tỷ lệ FDI trên GDP hàng năm của giai đoạn 1998-2015.

3.4.3. Kết quả thực nghiệm

3.4.3.1. Kết quả với số liệu chéo

Trong mục này sẽ trình bày kết quả thực nghiệm nghiên cứu hội tụ năng suất khu vực công nghiệp có điều kiện của các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015. Bảng 3.10 dưới đây trình bày kết quả ước lượng từ phương pháp OLS.

Bảng 3.10. Kết quả ước lượng hội tụ không điều kiện năng suất lao động

Ước lượng bằng phương pháp OLS

	1998-2015	**Regression Diagnostic**	
α	2.185 (0.000)	**Jarque-Bera**	4.3566 (0.1132)
β	-0.5678 (0.000)	**Breusch-Pagan**	5.0483 (0.1683)
GDP1598	0.741 (0.0025)	**White**	11.6311 (0.235)
FDI1598	-0.0614 (0.0411)	**Tốc độ hội tụ**	4.9345%
Goodness of fit		**"Nửa đời"**	14.04693 năm
Adjusted R^2	0.449		
Log likelihood	-40.65		
AIC	1.422		
Schwartz Criterion	1.491		

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Bảng 3.10 và bảng 3.11 chỉ ra các kết quả các kiểm định khuyết tật mô hình từ ước lượng bằng phương pháp OLS. Trước hết giá trị của kiểm đinh Jarque-Bera là 4.3566 không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$ chỉ ra sai số tuân theo phân phối chuẩn. Giá trị của thống kê kiểm định Breusch-Pagan là 5.0483 không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$ chỉ ra rằng không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và kết quả của kiểm định này được khẳng định bằng giá trị của thống kê kiểm định White. Bảng 3.9 cũng cho biết mô hình không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập ở mức xác suất $p < 0.05$. Do vậy, mô hình hội tụ năng suất lao động có điều kiện khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015 không xảy ra khuyết tật đối với ước lượng OLS.

Bảng 3.10 cũng chỉ ra kết quả các hệ số ước lượng từ mô hình hội tụ có điều kiện. Hệ số $\beta = -0.5678$ và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Điều này chỉ ra rằng tồn tại sự hội tụ có điều kiện của năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1998-2015. Hơn nữa, hệ số của hai biến độc lập là FDI1598 và GDP1598 đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất lần lượt là $p < 0.05$ và $p < 0.01$. Tuy nhiên, hệ số của biến FDI1598 âm, tức là khi xét dưới dạng số liệu chéo với hai thời điểm là điểm đầu của giai đoạn năm 1998 và điểm cuối của giai đoạn 2015 thì tăng trưởng FDI của năm 2015 so với năm 1998 có tác động ngược chiều với tăng trưởng năng suất lao động. Như vậy, có thật sự tăng trưởng FDI làm giảm năng suất lao động hay chỉ xảy ra trong trường hợp của năm 2015 so với năm 1998 thì cần kiểm chứng thông qua số liệu mảng khi xét đầy đủ tăng trưởng hàng năm của FDI.

Bảng 3.11. Kiểm định đa cộng tuyến đối với mô hình hội tụ có điều kiện

GDP1598		**FDI1598**	
α	1.037 (0.000)	α	2.613 (0.0085)
FDI1598	0.0292 (0.0757)	**lnTFPCN1998**	-0.2056 (0.5822)
lnTFPCN1998	-0.072 (0.1228)	**F-test**	0.306 (0.5822)
F-test	3.085 (0.053)		

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Để kiểm định sự hiện diện về phụ thuộc không gian và sai số không gian, ba kiểm định khác nhau được xem xét: chỉ số Moran và 2 phiên bản khác nhau của kiểm định nhân tử Lagrange. Bảng 3.12 dưới đây trình bày kết quả kiểm định phụ thuộc không gian của mô hình hội tụ có điều kiện từ ba kiểm định Moran'I, LM Error và LM Lag. Từ kết quả kiểm định thì có thể thấy rằng, hội tụ điều kiện năng suất lao động khu vực công nghiệp Việt Nam giai đoạn 1998-2015 tồn tại sự phụ thuộc không gian với mức xác suất $p < 0.01$ đối với chỉ số Moran, $p < 0.1$ đối với hai kiểm định lựa chọn mô hình LM Error và LM Lag. Từ kết quả trên sẽ ước lượng hai mô hình là trễ không gian và sai số không gian và so sánh.

Bảng 3.12. Kiểm định phụ thuộc không gian

Moran's I	LM Error	LM Lag
3.423 (0.001)	3.513 (0.061)	3.821 (0.051)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Bảng 3.13. Ước lượng mô hình sai số không gian và trễ không gian

	Trễ không gian (SAR)	Sai số không gian (SEM)
α	1.487 (0.005)	2.033 (0.000)
β	-0.5543 (0.000)	-0.5385 (0.000)
GDP1598	-0.0662 (0.017)	-0.0715 (0.011)
FDI1598	0.8125 (0.000)	0.8448 (0.000)
λ		0.4838 (0.061)
ρ	0.453 (0.051)	
Moran'I	3.821 (0.000)	3.924 (0.000)
LM Error	4.1792 (0.041)	4.4633 (0.0346)
LM Lag	67.7643 (0.000)	78.0687 (0.000)
Heteroschedasticity test	0.8943 (0.3443)	0.8261 (0.3634)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Bảng 3.13 trình bày kết quả của ước lượng mô hình mô hình sai số không gian và mô hình trễ không gian bằng phương pháp hợp lý tối đa. Các tham số ước lượng được với sai số không gian và trễ không gian gần tương đồng và hầu hết đều có ý

nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.05$. Sự phù hợp của mô hình sai số không gian và trễ không gian là gần như nhau và được xác định bởi kiểm định LM.

Giảm trong hệ số β liên quan đến TFP công nghiệp ban đầu được quan sát trong mô hình sai số không gian và trễ không gian so với kết quả ước lượng từ phương pháp OLS có thể giải thích được. Điều quan trọng đáng nói là hệ số của biến tăng trưởng FDI mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ cả hai mô hình trễ không gian và sai số không gian. Giá trị hệ số của biến này ở cả ba mô hình đều xấp xỉ nhau. Nghĩa là, tăng trưởng FDI có ảnh hưởng tiêu cực đến quá trình hội tụ TFP. Điều này xảy ra khi xét hai thời điểm, thời điểm đầu và cuối của giai đoạn 1998-2015 và khi đó có thể lý giải rằng, khi FDI vào Việt Nam các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài trong ngành công nghiệp rất có thể đã có ảnh hưởng không tốt đến các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp của nước ta đối với thời điểm đầu và cuối giao đoạn. Có thể lý giải từ lĩnh vực công nghệ cao, việc những doanh nghiệp đầu tư nước ngoài vào nước ta đã thu hẹp sự phát triển của các doanh nghiệp trong nước, biến các doanh nghiệp trong nước chỉ sản xuất những mặt hàng phụ trợ cho các doanh nghiệp nước ngoài. Khi đó, lao động trong nước ít có khả năng được đào tạo và tiếp cận với công nghệ cao, dẫn đến năng suất lao động có thể giảm xuống. Nhưng vấn đề này cũng cần kiểm chứng rõ ràng khi xét đầy đủ tăng trưởng hàng năm ở mô hình số liệu mảng và mô hình số liệu mảng không gian.

Bảng 3.14. So sánh Tốc độ hội tụ và "nửa đời"

Mô hình	Tốc độ hội tụ	Nửa đời
OLS	0.049345	14.04693
Trễ không gian	0.047536	14.58157
Sai số không gian	0.045487	15.23847

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Bảng 3.14 cho biết tốc độ hội tụ của các mô hình. Tốc độ hội tụ ước lượng được từ mô hình trễ không gian (0.04753) và từ mô hình sai số không gian (0.04548) thấp hơn so với tốc độ hội tụ ước lượng được từ mô hình số liệu chéo cổ điển. Như vậy, việc nhận định khi tồn tại trễ không gian thì tốc độ hội tụ sẽ thấp hơn so với không xem xét đến. Điều này chỉ ra rằng, tồn tại sự lan tỏa không gian sẽ làm cho các tỉnh có nền kinh tế thấp hơn sẽ bị tác động bởi các tỉnh lân cận có nền kinh tế phát triển cao

hơn, ví dụ như di chuyển lao động sẽ hướng tới những tỉnh có nền kinh tế phát triển hơn đặc biệt đối với lao động có trình độ cao.

3.3.4.2. Kết quả với số liệu mảng

Sử dụng kiểm định Hausman để chỉ định tác động cố định hay tác động ngẫu nhiên đối với mô hình (3.26) thu được giá trị 91.3 với p-value bằng 0.000, tức là tác động cố định được chỉ định cho mô hình (3.26). Trong phần này sẽ trình bày kết quả ước lượng mô hình với số liệu mảng trong ước lượng của quá trình hội tụ TFP công nghiệp theo tỉnh của Việt Nam từ 1998 đến 2015. Phân tích thực nghiệm chuyển từ số liệu chéo sang xem xét số liệu mảng có thể thấy rằng các mô hình số liệu mảng giải thích tự tương quan không gian dẫn tới ước lượng tin cậy hơn các tham số do đó tin cậy hơn trong việc đánh giá hội tụ bằng việc kiểm soát đối với các biến bị bỏ sót và tính không đồng nhất. Hơn nữa, sự hiện diện đồng thời của tác động cố định và ảnh hưởng không gian cho phép giả thiết rằng phụ thuộc không gian có thể đạt được chỉ khi tác động liên tỉnh hơn là tính khả năng hấp thụ tính không đồng nhất và ảnh hưởng thiếu biến.

Như đã nói ở trên, số liệu mảng cho phép kiểm soát tính không đồng nhất riêng lẻ. Hơn nữa, số liệu mảng sẽ cung cấp nhiều thông tin hơn đối với chuỗi thời gian hoặc dữ liệu chéo thuần túy, cung cấp nhiều bậc tự do hơn và các ước lượng hiệu quả hơn. Cuối cùng, số liệu mảng có lợi thế rõ ràng là các đơn vị được quan sát thông qua thời gian và điều này cho phép làm đơn giản hóa nhiều vấn đề kinh tế mà có thể sẽ khó hơn hoặc thậm chí không thể nghiên cứu bằng việc sử dụng số liệu chéo. Hội tụ năng suất lao động cấp tỉnh là một ví dụ tốt trong số các vấn đề như vậy. Các mô hình số liệu mảng không gian có những lợi thế như vậy mà số liệu mảng cổ điển không có, ngoài ra, chúng cho phép kiểm soát tự tương quan không gian.

Bảng 3.15 trình bày kết quả ước lượng mô hình hội tụ số liệu mảng tác động cố định và mô hình số liệu mảng trễ không gian về chủ đề này đã được thảo luận ở chương 1. Biến phụ thuộc là tốc độ tăng trưởng hàng năm TFP và biến độc lập được xem xét là TFP ở thời điểm đang xét, tăng trưởng FDI tại thời điểm đang xét so với năm trước, tăng trưởng kinh tế tại thời điểm so với năm trước và tỷ số của FDI trên GDPP. Trong hầu hết các trường hợp, có 60 nhóm khác nhau, mỗi nhóm tương ứng với 1 tỉnh quan sát cho từng nhóm cho thời kỳ từ 1998 đến 2015. Trong mô hình, số lượng quan sát lớn hơn nhiều số lượng tham số được ước lượng đảm bảo số lượng lớn bậc tự do.

Trong cột thứ 2 bảng 3.15 trình bày kết quả ước lượng của mô hình số liệu mảng tác động cố định. Kiểm định F-test có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.05$

và hệ số $\beta = -0.2386$ có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, tức là trong giai đoạn 1998-2015 năng suất lao động khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam tồn tại hội tụ không điều kiện.

Bảng 3.15. Kết quả ước lượng các mô hình số liệu mảng tác động cố định và mô hình số liệu mảng tác động cố định trễ không gian

Số liệu mảng tác động cố định		*Trễ không gian tác động cố định*	
Constant	1.3184 (0.000)	**Constant**	1.06 (0.000)
lnTFPCN	-0.2386 (0.000)	**lnTFPCN**	-0.202 (0.000)
DFDI	0.0225 (0.005)	**DFDI**	0.0128 (0.083)
FG	0.044 (0.000)	**FG**	0.036 (0.000)
DGDP	0.0578 (0.633)	**DGDP**	0.055 (0.624)
		ρ	0.7647 (0.000)
$R^2 - \text{within}$	0.1329	**Log-Likehood**	-225.7058
F-test that all $u_i = 0$	1.49 (0.011)	**Moran'I test**	3.4517 (0.000)
Hausman test	91.3 (0.000)	**LM Error**	8.2143 (0.000)
		LM Lag	0.000 (1.000)
Observations	1080	**Observations**	1080
Number of group	60	**Number of group**	60

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Hơn nữa, hệ số của tăng trưởng FDI hàng năm là 0.0225 và hệ số của tỷ số FDI trên GDPP là 0.044 đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Điều này khẳng định nhận định trong phần số liệu chéo, khi dấu của tăng trưởng FDI của năm 2015 so

với năm 1998 là âm. Tuy nhiên, khi sử dụng số liệu mảng để xét tăng trưởng từng năm thì đã phản ánh đúng tác động tích cực của tăng trưởng FDI đến năng suất lao động khu vực công nghiệp. Như vậy, nói chung trong khu vực công nghiệp FDI đã thúc đẩy tăng trưởng của năng suất lao động và góp phần vào sự bắt kịp năng suất lao động khu vực công nghiệp của các tỉnh kém phát triển.

Cột 4 bảng 3.15 trình bày kết quả ước lượng từ mô hình số liệu mảng tác động cố định trễ không gian. Dấu của các hệ số của mô hình tương đồng với mô hình số liệu mảng tác động cố định truyền thống. Hệ số $\rho = 0.7647$ có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ và kiểm định Moran'I, kiểm định LM Error đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Điều này chỉ ra rằng tồn tại sự lan tỏa không gian của trễ không gian tăng trưởng năng suất lao động, hơn nữa sự lan tỏa này có tác động tích cực nhằm thúc đẩy các tỉnh lân cận cùng tăng trưởng và thúc đẩy sự tăng trưởng đồng đều của các tỉnh.

Bảng 3.16. Kết quả mô hình số liệu mảng tác động cố định Durbin không gian

Durbin không gian tác động cố định			
Constant	1.397 (0.000)		
lnTFPCN	-0.4848 (0.000)	**WlnTFPCN**	0.318 (0.000)
DFDI	0.0034 (0.668)	**WDFDI**	0.0916 (0.000)
FG	0.012 (0.12)	**WFG**	0.0578 (0.001)
DGDP	0.086 (0.452)	**WDGDP**	-0.31 (0.538)
LR_{COM}	30.19 (0.000)	**Log-Likehood**	-238.7958
ρ	0.6721 (0.000)	**Moran'I test**	28.3327 (0.000)
Observations	1080	**LM Error**	601.6606 (0.000)
Number of group	60	**LM Lag**	580.9681 (0.000)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Như đã nói, rõ ràng về phụ thuộc không gian trong mô hình số liệu mảng không những giải quyết được các vấn đề liên quan đến các nhân tố không quan sát được mà còn loại bỏ chệch nhờ sự phụ thuộc không gian trong sai số không gian. Bảng 3.16 trình bày kết quả từ mô hình Durbin không gian, một dạng mô hình của sai số không gian. Cũng giống như hai mô hình trên, mô hình Durbin không gian có hệ số β âm có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, điều này khẳng định tồn tại hội tụ có điều kiện dưới mô hình Durbin không gian của năng suất lao động Việt Nam. Để lựa chọn mô hình sai số không gian và mô hình Durbin không gian, sử dụng kiểm định LR_{COM} có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$, điều này chỉ định mô hình Durbin không gian. Sự khác biệt giữa mô hình Durbin không gian và trễ không gian là xem xét sự lan tỏa không gian của chính các biến độc lập. Kết quả chỉ ra rằng tồn tại lan tỏa không gian của tăng trưởng FDI và tỷ số FDI trên GDPP. Hơn nữa, hai hệ số này đều dương, điều này càng khẳng định sự lan tỏa không gian của FDI có tác động tích cực đến tăng trưởng của năng suất lao động, giúp cho sự mất cân bằng giữa các tỉnh ngày được giảm dần và các tỉnh lần cận ngày càng gần nhau hơn.

Bảng 3.17. So sánh tốc độ hội tụ và "nửa đời"

Mô hình	Tốc độ hội tụ	Nửa đời
Số liệu mảng	0.016	43.23
Trễ không gian	0.0133	52.22
Durbin không gian	0.039	17.77

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Bảng 3.17 trình bày so sánh tốc độ hội tụ từ ba mô hình số liệu mảng tác động cố định ước lượng ở trên. Từ kết quả có thể thấy rằng, khi xem xét lan tỏa của cả năng suất lao động, tăng trưởng FDI và tỷ số FDI trên GDPP thì tốc độ hội tụ nhanh hơn rất rõ ràng số với hai mô hình không xem xét. Hiện diện đồng thời của 2 nhóm nhân tố khác nhau (trễ không gian và tác động cố định) gây ra ước lượng của hệ số Beta giảm so với ước lượng trong mô hình tác động cố định, bởi vì nó loại ảnh hưởng của các biến bị bỏ sót và tự tương quan không gian. Từ quan điểm kinh tế, kết quả này khẳng định bằng chứng đã đạt được do áp dụng phương pháp hồi quy số liệu chéo.

3.5. Hội tụ hiệu quả từ mô hình CCDEA cấp tỉnh Việt Nam

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp kinh tế lượng không gian để phân tích sự hội tụ của hiệu quả kỹ thuật từ mô hình bao dữ liệu ràng buộc ngẫu nhiên (Chance-

Constrained Data Envelopment Analysis, CCDEA) của ngành công nghiệp 60 tỉnh thành của Việt Nam giai đoạn 1998-2011. Nghiên cứu sử dụng thủ tục ước lượng hợp lý tối đa cho mô hình dữ liệu mảng không gian, mô hình dữ liệu mảng trễ không gian và sai số không gian.

3.5.1. Mô hình CCDEA

Xuất phát từ nghiên cứu của Cooper và cộng sự (2004) có các giả thiết như sau (Minh và cộng sự, 2016):

Giả thiết 1: Đầu ra ngẫu nhiên ràng buộc

$$y_{io} \le \sum_{r=1}^{N} y_{i,r} z_r \quad i=1,2,\ldots,M \tag{3.30}$$

được chuyển đổi sang ràng buộc dưới đây:

$$p\left[y_{io} \le \sum_{r=1}^{N} y_{i,r} z_r \right] \ge \alpha, \; i=1,2,\ldots,M \tag{3.31}$$

Do đó, hiệu quả ràng buộc ngẫu nhiên tương ứng được tính toán như sau:

$$\begin{aligned} &\lambda_{cc}^{*} = \mathrm{Min}_{\lambda,z}\lambda \\ &\text{s.t.} \quad \mathrm{prob}[\sum_{r=1}^{N} y_{i,r} z_r \ge y_{io}] \ge \alpha; i = 1,2,\ldots M \\ &\quad \sum_{r=1}^{N} x_{j,r} z_r \le \lambda x_{jo}, \quad j = 1,2,\ldots,P \\ &\quad z \in R_{+}^{N} \end{aligned} \tag{3.32}$$

Giả thiết 2: $y_{m,k}$ có phân phối chuẩn với kỳ vọng $E(y_{m,k})$ và phương sai $\mathrm{var}(y_{m,k})$.

Giả thiết 3: Các sản lượng đầu ra của các tỉnh là độc lập ngẫu nhiên.

Giả thiết 4: Chỉ DMU_o có các phương sai ngẫu nhiên trong sản lượng đầu ra.

Thông qua thêm thặng dư, thâm hụt và hàm phân bố chuẩn thì sẽ được mô hình DEA với ràng buộc ngẫu nhiên đầu ra (Minh và cộng sự, 2016):

$$\begin{aligned}
&\lambda_{cc}^{*} = \mathrm{Min}_{\lambda,z}\lambda - \varepsilon\left(\sum_{i=1}^{M} s_i^{+} + \sum_{j=1}^{P} s_j^{-}\right) \\
&\text{s.t.}\quad \mathrm{prob}[\sum_{r=1}^{N} y_{i,r} z_r - y_{io} \geq s_i^{+}] = \alpha; i = 1,2,...M \\
&\quad \sum_{r=1}^{N} x_{j,r} z_r + s_j^{-} \leq \lambda x_{jo},\ \ j = 1,2,...,P \\
&\quad z \in R_{+}^{N}, s_i^{+} \geq 0, s_j^{-} \geq 0
\end{aligned} \tag{3.33}$$

tương đương với mô hình,

$$\begin{aligned}
&\min \lambda - \varepsilon\left(\sum_{i=1}^{M} s_i^{+} + \sum_{j=1}^{P} s_j^{-}\right) \\
&\text{s.t. } y_{io} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir} z_r + s_i^{+} - \Phi^{-1}(1-\alpha)\sigma_i^{o}(1,z) = 0 \\
&\sum_{r=1}^{N} x_{jr} z_r + s_j^{-} = \lambda x_{jo} \\
&\quad z \in R_{+}^{N}, s_i^{+} \geq 0, s_j^{-} \geq 0
\end{aligned} \tag{3.34}$$

Định nghĩa 3.1. DMU_0 là hiệu quả ngẫu nhiên khi và chỉ khi đồng thời thỏa mãn 2 điều kiện dưới đây:

(i) $\lambda_{cc}^{*} = 1$

(ii) $s_j^{-*} = 0, s_i^{+*} = 0, \forall i, j$

Theo giả thiết 2 và Cooper (2004), với ràng buộc đầu ra ith trong (3.34), thì:

$$1 - \alpha = P\left\{\sum_{r=1}^{N} y_{ir} z_r - y_{io} \leq s_i^{+}\right\} = P\left\{Z \leq \frac{s_i^{+} - \left(\sum_{r=1}^{N} y_{ir} z_r - y_{io}\right)}{\sigma_i^{o}(1,z)}\right\}$$

Khi Z là biến ngẫu nhiên chuẩn (với kỳ vọng bằng 0 và phương sai đơn vị) và $\left(\sigma_i^{o}(1,z)\right)^2 = \sum_{r\neq o}\sum_{h\neq o} z_r z_h \mathrm{Cov}(y_{ir}, y_{ih}) + 2(z_o - 1)\sum_{r\neq o} z_r \mathrm{Cov}(y_{ir}, y_{io}) + (z_o - 1)^2 \mathrm{Var}(y_{io})$ là phương sai của $\sum_{r=1}^{N} y_{ir} z_r - y_{io}$. Lưu ý rằng:

$$\Phi\left[\frac{s_i^+ - \left(\sum_{r=1}^{N} y_{ir}z_r - y_{io}\right)}{\sigma_i^o(1,z)}\right] = 1-\alpha.$$

Nên vì Φ là giá trị chuẩn nên có thể nghịch đảo do đó:

$$y_{io} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir}z_r + s_i^+ - \Phi^{-1}(1-\alpha)\sigma_i^o(1,z) = 0 \qquad (3.35)$$

Cần chú ý rằng nếu giá trị được xác định trước của α bằng 0.5 thì $\Phi^{-1}(1-\alpha) = 0$. Do đó có thu được các hiệu quả và phi hiệu quả ngẫu nhiên từ (3.32) nếu mô hình CCR xác định này được xây dựng dựa trên các giá trị trung bình của kết quả đầu ra. Cho σ_{ir}^o là độ lệch chuẩn của y_{ir}, theo giả thiết 3, thì:

$$\sigma_i^o(1,z) = \left[\sum_{r\neq o} z_r\left(\sigma_{ir}^o\right)^2 + (1-z_o)^2\left(\sigma_{io}^o\right)^2\right]^{1/2}$$

Tuy nhiên,

$$\left[\sum_{r\neq o} z_r\sigma_{ir}^o + (1-z_o)\sigma_{io}^o\right]^2 = \sum_{r\neq o} z_r^2\left(\sigma_{ir}^o\right)^2 + (1-z_o)^2\left(\sigma_{io}^o\right)^2 + 2\sum z_r\left(\sigma_{ir}^o\right)(1-z_o)\left(\sigma_{io}^o\right)$$

Do đó,

$$\sigma_i^o(1,z) \le \sum_{r\neq o} z_r\sigma_{ir}^o + (1-z_o)\sigma_{io}^o$$

và theo giả thiết 4, thì $\sigma_i^o(1,z) = (1-z_o)\sigma_{io}^o$.

(a) Nếu $0.5 < \alpha < 1$, thì $\Phi^{-1}(1-\alpha) < 0$ và do đó

$$y_{io} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir}z_r - \Phi^{-1}(1-\alpha)\sigma_i^o(1,z) \le y_{io}^{'} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir}^{'}z_r$$

(b) Nếu $0 < \alpha < 0.5$, thì $\Phi^{-1}(1-\alpha) > 0$ và do đó

$$y_{io} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir}z_r - \Phi^{-1}(1-\alpha)\sigma_i^o(1,z) \ge y_{io}^{'} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir}^{'}z_r$$

Với

$$y_{io}^{'} = y_{io} - \sigma_{io}^o\Phi^{-1}(1-\alpha); y_{ir}^{'} = y_{ir} + \sigma_{ir}^o\Phi^{-1}(1-\alpha), r \neq o \qquad (3.36)$$

Xét bài toán quy hoạch tuyến tính như sau:

$$\begin{aligned}
&\min \lambda - \varepsilon\left(\sum_{i=1}^{M} s_i^+ + \sum_{j=1}^{P} s_j^-\right)\\
&\text{s.t. } y_{io}^{'} - \sum_{r=1}^{N} y_{ir}^{'} z_r + s_i^+ = 0\\
&\sum_{r=1}^{N} x_{jr} z_r + s_j^- = \lambda x_{jo}\\
&z \in R_+^N, s_i^+ \geq 0, s_j^- \geq 0
\end{aligned} \tag{3.37}$$

Đây đơn giản là mô hình CCR được thể hiện cho DMU_o với các giá trị đầu ra được điều chỉnh $y_i^{'}$ như xác định trong (3.36).

Định lý 3.1. Với $0.5 < \alpha < 1$

(a) Nếu DMU_o là hiệu quả ngẫu nhiên thì DMU_o là hiệu quả cho các giá trị đầu ra được điều chỉnh trong mô hình xác định (3.37).

(b) Nếu DMU_o là không hiệu quả cho các giá trị đầu ra được điều chỉnh trong mô hình xác định (3.37) thì DMU_o là không hiệu quả ngẫu nhiên

Định lý 3.2. Với $0 < \alpha < 0.5$

(a) Nếu DMU_o là hiệu quả cho giá trị đầu ra được điều chỉnh trong mô hình xác định (3.31) thì DMU_o là hiệu quả ngẫu nhiên.

(b) Nếu DMU_o là phi hiệu quả ngẫu nhiên, thì DMU_o là phi hiệu quả cho các giá trị đầu ra được điều chỉnh trong mô hình (3.37).

Định lý 3.3. Với $\alpha = 0.5$, tính hiệu quả và phi hiệu quả của DMU_o trong giá trị đầu ra trung bình ở mô hình (3.31) giống với mô hình ngẫu nhiên (3.34).

Dựa trên các giả thiết 1-4 có các kết quả như sau:

Bổ đề 3.1.

(a) Với $0.5 < \alpha < 1$ giả định rằng $\left(\overline{\lambda}, \overline{z}, \overline{s}^+, \overline{s}^-\right)$ là nghiệm khả thi cho mô hình (3.37) và do đó cũng là nghiệm khả thi cho mô hình (3.34). Xét các biến đổi được xác định bởi:

$$\lambda = \overline{\lambda}, z = \overline{z}, s_i^+ = \overline{s}_i^+ - \left(1 - \overline{z}_0\right)\sigma_{io}^o \Phi^{-1}\left(1-\alpha\right); s_j^- = \overline{s}_j^-$$

nên $\left(\lambda, z, s_i^+, s_j^-\right)$ là một nghiệm khả thi của mô hình (3.31).

(b) Với $0 < \alpha < 0.5$ giả định rằng $\left(\lambda, z, s_i^+, s_j^-\right)$ là một nghiệm khả thi của mô hình (3.31). Xét các biến đổi được xác định bởi:

$$\overline{\lambda} = \lambda, \overline{z} = z, \overline{s}_i^+ = s_i^+ + \left(1 - z_0\right)\sigma_{io}^o \Phi^{-1}\left(1-\alpha\right); s_j^- = \overline{s}_j^-$$

nên $\left(\bar{\lambda}, \bar{z}, \bar{s}^{+}, \bar{s}^{-}\right)$ là nghiệm khả thi cho mô hình (3.37) mô hình xác định tương ứng với mô hình (3.35).

Định lý 3.4. Với $0.5 < \alpha < 1$

• Trường hợp 1: Nếu DMU_o là hiệu quả với $DMU_o \in E \cup E'$ trong mô hình đầu ra trung bình (3.31), thì $DMU_o \in E$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.34); (E là tập hợp các đơn vị ra quyết định hiệu quả nhất, E' là tập hợp các đơn vị ra quyết định hiệu quả tuy nhiên không hiệu quả nhất).

• Trường hợp 2: Nếu DMU_o là hiệu quả với $DMU_o \in F$ trong mô hình đầu ra trung bình, thì DMU_o là hiệu quả trong mô hình ngẫu nhiên (3.34); (F là tập hợp các quyết định hiệu quả yếu).

• Trường hợp 3: Nếu $DMU_o \in N$ trong mô hình đầu ra trung bình, thì $DMU_o \in N$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.34) (N bao gồm tất cả các điểm không nằm trên biên và do đó không hiệu quả).

Định lý 3.5. Với $0 < \alpha < 0.5$, nếu $DMU_o \in E' \cup F \cup N$ trong mô hình đầu ra trung bình (3.25), thì $DMU_o \in F \cup N$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.34).

Định lý 3.6. Với $0.5 < \alpha < 1$, nếu $DMU_o \in E' \cup F \cup N$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.28) thì $DMU_o \in F \cup N$ trong mô hình đầu ra trung bình (3.31).

Định lý 3.7. Với $0 < \alpha < 0.5$

• Trường hợp 1: Nếu DMU_o là hiệu quả với $DMU_o \in E \cup E'$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.28), thì $DMU_o \in E$ trong mô hình đầu ra trung bình (3.31).

• Trường hợp 2: Nếu DMU_o là hiệu quả với $DMU_o \in F$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.28), thì DMU_o là hiệu quả trong trong mô hình đầu ra trung bình (3.31).

• Trường hợp 3: Nếu $DMU_o \in N$ trong mô hình ngẫu nhiên (3.34), thì $DMU_o \in N$ trong mô hình đầu ra trung bình (3.31).

3.5.2. Thực nghiệm cho các tỉnh Việt Nam

3.5.2.1. Dữ liệu

Nghiên cứu thực nghiệm tập trung vào trường hợp của các tỉnh Việt Nam, phân tích được dựa trên một cơ sở dữ liệu về GDP, lao động, vốn, trong giai đoạn 1998-2011 được thu thập từ Tổng cục Thống kê, Bộ Lao động. Tuy nhiên, do sự sát nhập và chia tách tỉnh, một số tỉnh chỉ có một số năm trong giai đoạn này. Để đảm bảo tính thống nhất của các đơn vị nghiên cứu sẽ kết hợp dữ liệu của Hà Nội và Hà Tây, Đắc Lắc và Đắc Nông, Điện Biên và Lai Châu, Cần Thơ và Hậu Giang.

3.5.2.2. Kết quả phân tích DEA ràng buộc ngẫu nhiên

Giải mô hình (3.34) cho dữ liệu của 60 tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1998-2011 thu được hiệu quả kỹ thuật của của 60 tỉnh từ năm 1998 đến năm 2011. Kết quả hiệu quả kỹ thuật được tổng kết trong bảng 3.18.

Bảng 3.18. Kết quả hiệu quả kỹ thuật từ mô hình CCDEA

Year	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
1998	60	0.4750	0.2432	0.1281	0.9903
1999	60	0.3914	0.2230	0.0998	0.9902
2000	60	0.5412	0.2671	0.1675	0.9903
2001	60	0.5803	0.2694	0.1842	0.9903
2002	60	0.6082	0.2611	0.1960	0.9904
2003	60	0.5434	0.2461	0.1878	0.9903
2004	60	0.5588	0.2776	0.1784	0.9903
2005	60	0.5398	0.2731	0.1920	0.9902
2006	60	0.5450	0.2794	0.1955	0.9903
2007	60	0.4987	0.2501	0.1619	0.9903
2008	60	0.4775	0.2558	0.1511	0.9902
2009	60	0.3951	0.2357	0.1324	0.9902
2010	60	0.3833	0.2434	0.1093	0.9902
2011	60	0.5457	0.2738	0.1533	0.9904

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Giá trị trung bình của hiệu quả kỹ thuật của ngành công nghiệp 60 tỉnh được trình bày trong cột thứ 3 của bảng 3.18. Các hiệu quả kỹ thuật thay đổi theo thời gian và mức trung bình phi hiệu quả cho ngành công nghiệp 60 tỉnh vào khoảng 51%. Điều này chỉ ra rằng ngành công nghiệp có thể làm giảm đầu vào 51% của hoạt động sản xuất ở mức tốt nhất.

Hơn nữa, giá trị hiệu quả kỹ thuật có giá trị 0 đến 1 vì vậy sau khi lấy logarit tự nhiên và sai phân thì giá trị có thể thuộc toàn bộ trục số thực.

3.5.2.3. Kết quả từ các mô hình kinh tế lượng không gian số liệu mảng

Trong phần này sẽ phân tích kết quả thực nghiệm để kiểm định sự hội tụ của hiệu quả kỹ thuật được ước lượng từ mô hình CCDEA của 60 tỉnh thành tại Việt Nam trong giai đoạn 1998-2011. Sau khi tiến hành kiểm định Hausman với giá trị quan sát

Bảng 3.19. Kết quả ước lượng từ ba mô hình số liệu mảng

TECCDEA	**Mô hình tác động cố định**	**Mô hình sai số không gian tác động cố định**	**Mô hình trễ không gian tác động cố định**
Ln(TE)	-0.6169 (0.000)	-0.5222 (0.000)	-0.6580 (0.000)
Cons	-0.4980 (0.000)		
Rho		0.5640 (0.000)	
Lamda			0.7020 (0.000)
Sigma_e	0.2822	0.0623 (0.000)	0. 0572 (0.000)
Log-Likelihood		-33.8669	-4.6569
F-test	3.92 (0.000)		
Hausman test	232.55 (0.000)		
Moran' I		29.9291 (0.000)	25.586 (0.000)
LM Error		720.041 (0.000)	537.2132 (0.000)
LM Lag		669.8436 (0.000)	582.3377 (0.000)
Number of Obs	840	840	840
Number of Group	60	60	60
Speed of Convergence	0.0685	0.0766	0.0527
Half-Life	10.114	9.0437	13.1402

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngặc đơn là giá trị xác suất

là 232.55 và p-value=0.000, nghiên cứu sẽ chỉ định mô hình số liệu mảng tác động cố định. Kết quả kiểm định Hausman được trình bày bảng dưới đây.

Cột thứ hai của bảng 3.19 trình bày kết quả ước lượng của mô hình số liệu mảng tác động cố định. Cột thứ ba và thứ tư, trình bày kết quả ước lượng ML thu được

bằng cách sử dụng hai mô hình kinh tế lượng không gian trong mô hình số liệu mảng đó là mô hình trễ không gian và sai số không gian.

Các kiểm định về sự tồn tại không gian đều có ý nghĩa thống kê với mức dưới 1%. Điều này khẳng định tồn tại lan tỏa không gian giữa hiệu quả kỹ thuật các tỉnh của Việt Nam trong khu vực công nghiệp.

Tốc độ hội tụ ước lượng bằng cách sử dụng mô hình trễ không gian thấp hơn so với mô hình tác động cố định. Kết quả thu được từ mô hình sai số không gian và trễ không gian cho thấy sự cần thiết phải sử dụng các công cụ kinh tế lượng không gian dữ liệu mảng, để nắm bắt đúng những tác động việc bỏ qua các hiệu lan tỏa không gian.

3.6. Kết luận chương 3

Như vậy, trong chương này đã tập trung vào cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để nghiên cứu và phân tích hội tụ thu nhập, hội tụ năng suất và hiệu quả cấp tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015 và 1998-2015. Thông qua cách tiếp cận này, phát hiện ra được một số kết luận sau:

(1) Đối với hội tụ thu nhập: nghiên cứu đã phát hiện ra hội tụ giữa các tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015. Đặc biệt thông qua cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để phân tích nghiên cứu đã chỉ ra với số liệu chéo không tồn tại lan tỏa không gian, nhưng đối với số liệu mảng thì trong giai đoạn 1995-2015 tồn tại tương quan không gian dưới dạng mô hình Durbin không gian.

Hệ số của trễ không gian và lan tỏa không gian GDPP đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, điều này chỉ ra rằng sự vận hành nền kinh tế của một tỉnh có ảnh hưởng tích cực đến nền kinh tế của tỉnh lân cận và ngược lại, đặc biệt giữa các tỉnh lân cận tồn tại mối quan hệ mật thiết với nhau chứ không tồn tại sự cạnh tranh vì hệ số đều dương. Sử dụng kinh tế lượng thông thường và kinh tế lượng không gian phát hiện được tồn tại hội tụ β giữa tỉnh trong giai đoạn 1995-2015. Như vậy, có hiện tượng bắt kịp trong các tỉnh của Việt Nam.

Kết quả trong bảng 3.5 chỉ ra nếu tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian thì tốc độ hội tụ sẽ thấp hơn so với khi không xem xét đến tương tác không gian. Ví dụ như tốc độ hội tụ giai đoạn 1995-2015 tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian của nhóm các tỉnh nghèo thì tốc độ hội tụ không xem xét tương tác không gian là 1.13% nhưng khi xem xét tương tác không gian chỉ còn 0.87%. Tuy nhiên, tốc độ hội tụ tương đối thấp và

cần một thời gian dài để các tỉnh có sự cân bằng.

(2) Đối với hội tụ năng suất không điều kiện: Nghiên cứu đã phát hiện ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian dưới dạng trễ không gian và lan tỏa không gian của TFP khu vực công nghiệp đối với hồi quy số liệu mảng trong giai đoạn từ 1998-2015. Hơn nữa, các hệ số trễ không gian và lan tỏa không gian đều dương có ý nghĩa ở mức xác suất $p < 0.01$, điều này chỉ ra rằng giữa các tỉnh có ảnh hưởng tính cực, có mối quan hệ mật thiết với nhau đặc biệt ảnh hưởng tích cực của việc di chuyển lao động, lan tỏa kiến thức giúp năng suất của các tỉnh kém phát triển tăng lên. Nghiên cứu cũng đã phát hiện ra tồn tại hội tụ β giữa các tỉnh trong toàn bộ giai đoạn 1998-2015. Điều này cũng chỉ ra rằng, trong những năm gần đây các tỉnh kém phát triển ở Việt Nam đang có xu hướng bắt kịp với các tỉnh phát triển hơn. Đặc biệt trong giai đoạn 1998-2015 thì tồn tại hội tụ không gian và khi đó tốc độ hội tụ đã giảm đi so với không xem xét tương tác không gian. Điều này càng khẳng định việc bỏ qua tương tác không gian có thể dẫn đến kết quả bị chệch.

(3) Đối với hội tụ năng suất có điều kiện: Nghiên cứu đã phát hiện ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian của cả thời kỳ 1998-2015 dưới tác động của tăng trưởng FDI và tăng trưởng GDP của cả số liệu chéo và số liệu mảng. Như vậy, chính việc đầu tư nước ngoài tại một tỉnh sẽ có tác động đến tỉnh lân cận về mặt năng suất lao động. Đặc biệt dấu của tăng trưởng FDI dương đối với số liệu mảng và dấu của lan tỏa không gian tăng trưởng FDI dương, điều này có nghĩa ra khi một tỉnh nhận vốn đầu tư nước ngoài thì sẽ kéo theo năng suất lao động khu vực công nghiệp của tỉnh đó tăng trưởng cao hơn và có thể sẽ kéo theo tăng trưởng của năng suất lao động các tỉnh lân cận tăng lên, điều này có thể lý giải từ lan tỏa tiến bộ công nghệ. Nghiên cứu cũng phát hiện ra tồn tại hội tụ trên toàn bộ thời kỳ 1998-2015, như vậy dưới sự tác động của tăng trưởng FDI và tăng trưởng GDP thì các tỉnh kém phát triển có xu thế bắt kịp các tỉnh phát triển hơn trên toàn thời kỳ 1998-2015 điều này khác với khi không có sự tác động của tăng trưởng FDI và tăng trưởng GDP.

(4) Đối với hội tụ hiệu quả không điều kiện: Nghiên cứu đã xuất phát từ mô hình CCDEA của Cooper và cộng sự đã đưa ra một mô hình mới và đưa ra các kết quả tương đồng từ các định lý (Minh và cộng sự, 2016). Từ đó ước lượng hiệu quả kỹ thuật và tiến hành phân tích hội tụ phát hiện ra được tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian giữa các tỉnh và tồn tại hội tụ β giữa các tỉnh. Điều này chỉ ra rằng, giữa các tỉnh có sự tương tác về mặt hiệu quả kỹ thuật của khu vực công nghiệp, và tồn tại xu thế

bắt kịp của các tỉnh kém phát triển so với các tỉnh phát triển hơn.

TÓM TẮT CHƯƠNG 3

Chương 3 của luận án đã sử dụng kinh tế lượng không gian để tiến hành nghiên cứu và phân tích về hội tụ thu nhập, năng suất và hiệu quả cấp tỉnh ở Việt Nam. Kết quả từ nghiên cứu định lượng đã đánh giá được hội tụ thu nhập, năng suất lao động khu vực công nghiệp, hiệu quả từ mô hình CCDEA cấp tỉnh của Việt Nam, đặc biệt là vai trò lan tỏa của FDI đối với năng suất lao động ở khu vực công nghiệp. Bằng kinh tế lượng không gian luận án đã đánh giá được tác động của tương tác không gian đến tốc độ hội tụ của hội tụ thu nhập, năng suất và hiệu quả ở cấp tỉnh của Việt Nam. Đối với cấp ngành sẽ tiếp tục được nghiên cứu định lượng ở chương tiếp theo.

Chương 4
HỘI TỤ NĂNG SUẤT NGÀNH MAY, CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG

Tài liệu nghiên cứu về tăng trưởng thực nghiệm tập trung chủ yếu vào tích lũy tư bản và trong thời gian gần đây tăng trưởng năng suất mới được chú ý. Tuy nhiên, nghiên cứu hội tụ năng suất thường sử dụng số liệu chéo, số liệu mảng hoặc chuỗi thời gian dựa trên các quan sát từ doanh nghiệp hoặc số liệu gộp theo ngành, tỉnh và còn rất ít nghiên cứu sử dụng kinh tế lượng không gian. Nghiên cứu này phối hợp cả nghiên cứu hội tụ theo doanh nghiệp, số liệu gộp theo ngành sau đó theo tỉnh và sử dụng kỹ thuật ước lượng hội tụ dựa trên số liệu mảng, số liệu mảng không gian. Đặc biệt trong chương này sẽ ước lượng các mô hình hội tụ năng suất không điều kiện và mô hình hội tụ năng suất dưới tác động của luồng FDI thông qua các kênh lan tỏa ngang và dọc. Kết quả của phần 1 của chương trình bày trong Phạm Anh Tuấn và Nguyễn Khắc Minh (2015) danh mục các công trình nghiên cứu của tác giả và được cập nhật thêm số liệu năm 2015.

4.1. Hội tụ năng suất ngành may

Trong mục này, sẽ xem xét hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp của ngành may. Tuy nhiên cách tiếp cận không giống như các nghiên cứu trước đây ở chỗ trước hết xem xét sự hội tu năng suất nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp bằng số liệu mảng, sau đó sẽ cấu trúc TFP cho mỗi ngành được xem xét theo tỉnh và sử dụng tiếp cận kinh tế lượng không gian để phân tích. Việc sử dụng kỹ thuật phức hợp như vậy là do những lý do sau:

(1) Việc sử dụng hồi quy số liệu chéo bằng dữ liệu doanh nghiệp cho phép nắm bắt được những thông tin của doanh nghiệp. Tuy nhiên nếu chỉ sử dụng hồi quy chéo thì gặp phải hạn chế 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. 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 (1995), việc chỉ định tuyến tính do vậy sẽ không thể giúp phân biệt giữa các mô hình này với nhau. Mặt khác những nội dung hàm chứa thông tin của các phân tích hồi quy và sai lầm hồi quy hướng về giá trị trung bình của Galton. Hơn nữa, trong bộ số liệu về doanh nghiệp từ năm 2000 đến năm 2015 thì số lượng doanh nghiệp có đủ số liệu cho toàn bộ giai đoạn là tương đối ít so với toàn bộ số lượng doanh nghiệp tồn tại đến năm 2015.

(2) Việc sử dụng hồi quy với số liệu mảng từ các quan sát doanh nghiệp có lợi thế là nắm bắt được thông tin của các doanh nghiệp. Hơn nữa, như đã biết hồi quy số liệu mảng có những lợi thế rất lớn. 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 tỉnh 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 tỉnh có nghĩa là 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.

Các nghiên cứu dựa trên phương pháp tác động cố định nói chung đem lại tốc độ hội tụ cao hơn nhiều hơn các phương pháp dựa trên các hồi quy với số liệu chéo (Islam, 1995). Tuy nhiên, tốc độ hội tụ cao rất khó đối chiếu với lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển. Chỉ trích chủ yếu về tiếp cận tác động cố định liên quan đến thực tế rằng sử dụng tỷ lệ tăng trưởng hàng năm đã theo kịp sự dịch chuyển hướng về xu hướng nhiều hơn hướng dài hạn của biến thậm chí nếu vấn đề này có thể bị khử bằng việc áp dụng độ lệch vùng từ giá trị trung bình quốc gia.

(3) Để sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng không gian, tiến hành gộp TFP của các doanh nghiệp của ngành theo tỉnh. Như vậy bất lợi của gộp này là sẽ mất đi một số thông tin riêng của từng doanh nghiệp nhưng khi đó có thể khắc phục được sai số và trễ không gian.

Ý tưởng chính của nghiên cứu này liên quan đến việc so sánh tốc độ hội tụ từ các mô hình với số liệu chéo, số liệu mảng với việc xem xét phụ thuộc không gian trong khuôn khổ tiếp cận mô hình số liệu mảng tác động cố định. Ưu điểm của việc kiểm soát tác động cố định cho phép xem xét ảnh hưởng cố định về phụ thuộc không gian từ tác động của tính không đồng nhất không gian và tác động của các biến bị bỏ sót.

4.1.1. Mô hình hội tụ năng suất với số liệu chéo

4.1.1.1. Phương pháp tạo kênh lan tỏa FDI

a. Kênh lan tỏa ngang

Kênh lan tỏa ngang Horizontal_{jt} nắm bắt mức độ có mặt công ty nước ngoài trong ngành j tại thời gian t và được đo như sau:

$$\text{Horizontal}_{jt} = \frac{\sum_{i \in j} \text{Foreign}_{it} \times X_{it}}{\sum_{i \in j} X_{it}} \quad (4.1)$$

Ở đây, X_{it} có thể là lao động L_{it} đối với lan tỏa thị trường lao động ngang và có thể là đầu ra thực Y_{it} đối với lan tỏa ngang khác ròng. Horizontal_{kt} là tỷ lệ của ngành k trong đầu ra (lao động) được sản xuất (được thuê mướn) bởi các công ty nước ngoài.

b. Kênh lan tỏa ngược

Đối với việc đo kênh lan tỏa ngược Backward_{jt} một khả năng có thể là sử dụng tỷ lệ đầu ra công ty bán cho các công ty nước ngoài. Tuy nhiên, thông tin này không sẵn có từ bộ dữ liệu. Hơn nữa, tỷ lệ đầu ra công ty bán cho các công ty sở hữu nước ngoài có thể gây nên vấn đề tính nội sinh nếu các công ty sở hữu nước ngoài ưa thích mua các đầu vào từ các công ty trong nước năng suất cao hơn. Do vậy, đo Backward_{jt} được xác định như sau:

$$\text{Backward}_{jt} = \sum_{k, k \neq j} \gamma_{jkt} \times \text{Horizontal}_{kt} \quad (4.2)$$

Trong đó, γ_{jkt} là tỷ lệ đầu ra của ngành j cung cấp cho ngành k tại thời gian t. Các γ được tính toán từ bảng IO thay đổi thời gian đối với tiêu dùng trung gian. Trong tính toán γ cần loại trừ các đầu vào bán trong nội bộ ngành của công ty ($k \neq j$) bởi vì lượng này nắm bắt bởi Horizontal_{kt}.

Vì các công ty không thể dễ dàng chuyển giữa các ngành đối với các đầu vào của mình, để tránh vấn đề nội sinh thì sử dụng tỷ lệ đầu ra ngành bán cho các thị trường trong nước phía hạ nguồn k với một mức có mặt nước ngoài nào đó Horizontal_{kt}.

c. Kênh lan tỏa xuôi

Biến lan tỏa xuôi Forward_{jt} được xác định như sau:

$$\text{Forward}_{jt} = \sum_{l, l \neq j} \delta_{jlt} \times \text{Horizontal}_{lt} \quad (4.3)$$

ở đây các bảng IO giúp xác định tỷ lệ δ_{jlt} của các đầu vào của ngành j được mua từ ngành thượng nguồn l. Các đầu vào được mua trong nội bộ ngành ($l \neq j$) cũng được loại trừ, vì lượng này đã được nắm bắt bởi Horizontal_{lt}.

d. Kênh lan tỏa ngược cung

Kênh $\text{SupplyBackward}_{jt}$ gọi tắt SBackward_{jt} nắm bắt giả thiết Markusen và Venables, được xây dựng như sau:

$$\text{SBackward}_{jt} = \sum_{l, l \neq j} \delta_{jlt} \times \text{Backward}_{lt} \tag{4.4}$$

tỷ lệ δ_{jlt} của các đầu vào của ngành j được mua từ ngành thượng nguồn l mà đến lượt nó cung cấp cho các ngành phía hạ nguồn của các công ty nước ngoài được đo bởi Backward_{lt}. Việc nhận diện có thể thực hiện khi mà tỷ lệ đầu ra của ngành a cung cấp cho ngành b là ngành phía hạ nguồn của nó, nghĩa là γ_{ab}, đủ khác với tỷ lệ các đầu vào của ngành b mua từ ngành phía thượng nguồn a, nghĩa là γ_{ba}. Điều này xảy ra đối với các bảng IO.

4.1.1.2. Mô hình hội tụ năng suất với số liệu chéo không tác động không gian

Như đã trình bày trong chương 3 về mô hình hội tụ năng suất với số liệu chéo, đối với phân tích hội tụ năng suất hội tụ với số liệu chéo của ngành may, mô hình sẽ được chỉ định như sau với các kênh lan tỏa FDI:

$$\begin{aligned} \ln\left[\frac{\text{TFP}_{T,i}}{\text{TFP}_{0,i}}\right] &= \alpha + \beta \ln \text{TFP}_{0,i} + + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(1)} \text{Hor}_{t,i} + \\ &\sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(2)} \text{Back}_{t,i} + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(3)} \text{For}_{t,i} + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(4)} \text{sBack}_{t,i} + u_i \end{aligned} \tag{4.5}$$

trong đó, 0 là chỉ thời điểm đầu của giai đoạn là năm 2000, và T là chỉ thời điểm cuối của giai đoạn là năm 2015.

4.1.1.3. Phụ thuộc không gian trong mô hình số liệu chéo

Mô hình tăng trưởng tân cổ điển được thảo luận trong phần trước đã được phát triển bắt đầu từ giả định rằng nền kinh tế cơ bản là đóng. Tuy nhiên, giả thuyết này quá mạnh cho các tỉnh trong một nước nơi các rào cản về thương mại và lưu lượng là tương đối thấp. Để hiểu ảnh hưởng về hội tụ của việc áp dụng giả thuyết mở trong khung lý thuyết, thì phải xem xét vai trò của tính lưu động của yếu tố sản xuất, quan hệ thương mại và phổ biến công nghệ (hay hiệu ứng lan tỏa kiến thức).

Tính lưu động của yếu tố sản xuất hàm ý rằng lao động và vốn có thể di chuyển tự do đáp lại sự khác biệt về tỷ lệ thù lao. Bởi vậy, vốn sẽ có xu hướng chảy từ tỉnh có tỷ suất vốn/lao động cao hơn đến tỉnh có tỷ suất vốn/lao động thấp hơn; trong khi đó

lao động có xu hướng di chuyển theo hướng ngược lại. Thực ra, nếu quá trình điều chỉnh về hoặc vốn hoặc lao động xảy ra ngay thì tốc độ hội tụ sẽ là vô hạn. Bằng việc áp dụng không hoàn hảo thị trường tín dụng, thời gian có hạn và chi phí điều chỉnh về chuyển dịch và đầu tư trong mô hình, tốc độ hội tụ đến tình trạng ổn định vẫn cao hơn trong trường hợp nền kinh tế đóng, nhưng với giá trị xác định (Barro và Sala-i-Martin, 1995). Kết quả tương tự có thể thu được bằng việc ứng dụng trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển rằng giả thuyết về quan hệ thương mại tự do hơn là tính lưu động yếu tố sản xuất trong thu nhập/đầu người liên tỉnh sẽ cao hơn trong nền kinh tế đóng.

Khả năng khác về TFP của các tỉnh có năng suất thấp hội tụ hướng đến những tỉnh có năng suất cao được mô tả bởi sự phổ biến công nghệ và hiệu ứng lan tỏa kiến thức. Trong sự hiện có của chênh lệch công nghệ tỉnh, thương mại liên tỉnh có thể thúc đẩy phổ biến công nghệ khi tiến bộ công nghệ được tính đến trong hàng hóa thương mại (Barro và Sala-i-Martin, 1997). Giải thích rộng hơn về tác động lan tỏa kiến thức đến tác động bên ngoài khiến thức được tạo ra bởi doanh nghiệp ở một địa điểm cụ thể và ảnh hưởng đến quy trình sản xuất của doanh nghiệp đặt ở nơi khác. Tuy nhiên, khi nghiên cứu vấn đề hội tụ tỉnh cần nghiên cứu tác động của hiệu ứng lan tỏa địa lý lên tăng trưởng.

Tốc độ hội tụ TFP hướng đến tình trạng ổn định được dự đoán bởi nền kinh tế mở theo mô hình tăng trưởng tân cổ điển (như các mô hình phổ biến công nghệ) là nhanh hơn trong nền kinh tế đóng theo mô hình tăng trưởng tân cổ điển.

Cách trực tiếp để kiểm tra thực nghiệm xem tốc độ cao hội tụ là được chờ đợi trong nền kinh tế mở bao gồm luồng vận động liên tỉnh của lao động, vốn và công nghệ trong mô hình hồi quy tăng trưởng. Hoàn toàn rõ ràng rằng, tuy nhiên, phương pháp trực tiếp bị hạn chế bởi tính sẵn có của dữ liệu đặc biệt liên quan đến luồng vốn và công nghệ. Một vài nỗ lực cũng đã được thực hiện để kiểm tra vai trò của luồng vận động của hội tụ. Tuy nhiên, kết quả của những nghiên cứu này cho rằng di chuyển lao động chỉ giữ vai trò không đáng kể trong việc giải thích hội tụ (Barro và Sala-i-Martin, 1995).

Mô hình trễ không gian dưới tác động của luồng FDI được chỉ định như sau:

$$\begin{aligned}\ln\left[\frac{TFP_{T,i}}{TFP_{0,i}}\right] &= \alpha + \rho\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\ln\left[\frac{TFP_{T,i}}{TFP_{0,i}}\right] + \beta\ln TFP_{0,i} + \sum_{t=0}^{T}\alpha_t^{(1)}Hor_{t,i} \\ &+ \sum_{t=0}^{T}\alpha_t^{(2)}Back_{t,i} + \sum_{t=0}^{T}\alpha_t^{(3)}For_{t,i} + \sum_{t=0}^{T}\alpha_t^{(4)}sBack_{t,i} + u_i\end{aligned} \tag{4.6}$$

và mô hình sai số không gian dưới tác động của luồng FDI được chỉ định:

$$\ln\left[\frac{TFP_{T,i}}{TFP_{0,i}}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_{0,i} + + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(1)} Hor_{t,i} + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(2)} Back_{t,i} + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(3)} For_{t,i} + \sum_{t=0}^{T} \alpha_t^{(4)} sBack_{t,i} + u_i \quad (4.7)$$

$$u_i = \delta \sum_{j=1}^{N} w_{ij} u_i + \eta_i$$

trong đó, các chỉ số 0 và T giống như trong mô hình số liệu chéo thông thường với năm 0 là năm 2000 và năm T là năm 2015.

4.1.2. Mô hình hội tụ năng suất với số liệu mảng

Từ mô hình hội tụ năng suất với số liệu mảng được nghiên cứu trong chương 3, mô hình hội tụ không điều kiện cho năng suất lao động ngành may với số liệu mảng được xác định bởi:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \mu + u_t \quad (4.8)$$

trong đó, i ($i = 1, 2, ..., N$) chỉ ra các doanh nghiệp và t ($t = 2000, 2001, ..., 2015$) chỉ ra các thời điểm đang xem xét, $k = 1$, tức là chỉ tăng trưởng năng suất lao động hàng năm. Mô hình hội tụ có điều kiện cho năng suất lao động ngành may dưới lan tỏa của các kênh truyền tải FDI được xác định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \gamma_h Hor_t + \gamma_b Back_t + \gamma_f For_t + \gamma_s Sback_t + \mu + u_t \quad (4.9)$$

Với i (i = 1,2,…,N) chỉ ra các doanh nghiệp và t ($t = 2000, 2001, ..., 2015$) chỉ ra các thời điểm được xem xét, $k = 1$ chỉ tăng trưởng hàng năm của năng suất lao động. Biến độc lập back là biến backward biểu thị cho mức độ tham gia của nước ngoài trong các ngành mà ngành cung cấp đầu vào cho chúng là ngành may đang nghiên cứu, nó sẽ phản ánh mức độ hợp tác giữa các nhà cung cấp nội địa với các khách hàng là doanh nghiệp đa quốc gia.

Đối với cấu trúc TFP của ngành may theo tỉnh, thì mô hình hội tụ không điều kiện được xác định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \mu + u_t \quad (4.10)$$

trong đó, i ($i = 1, 2, ..., N$) chỉ ra các tỉnh và t ($t = 2000, 2001, ..., 2015$) chỉ ra các thời điểm đang xem xét, $k = 1$, tức là chỉ tăng trưởng năng suất lao động hàng năm. Mô hình hội tụ có điều kiện cho năng suất lao động ngành may dưới lan tỏa của các kênh truyền tải FDI được xác định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \gamma_h Hor_t + \gamma_b Back_t + \gamma_f For_t + \gamma_s Sback_t + \mu + u_t \quad (4.11)$$

Với i (i = 1,2,…,N) chỉ ra các tỉnh và t ($t = 2000, 2001, ..., 2015$) chỉ ra các thời điểm được xem xét, $k = 1$ chỉ tăng trưởng hàng năm của năng suất lao động của tỉnh được xem xét.

Mô hình hội tụ không điều kiện và có điều kiện số liệu mảng tác động cố định sai số không gian cho TFP theo tỉnh của ngành may được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \mu + u_t \quad (4.12)$$

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \beta \ln TFP_t + \gamma_h Hor_t + \gamma_b Back_t + \gamma_f For_t + \gamma_s Sback_t + \mu + u_t \quad (4.13)$$

$$u_t = \delta W u_t + \varepsilon_t,\ E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = \sigma^2 I_N$$

Và mô hình dữ liệu mảng tác động cố định trễ không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \rho W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t + \mu + u_t \quad (4.14)$$

$$\begin{aligned} \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] &= \alpha + \rho W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t \\ &+ \gamma_h Hor_t + \gamma_b Back_t + \gamma_f For_t + \gamma_s Sback_t + \mu + u_t \end{aligned} \quad (4.15)$$

$$E(u_t) = 0, E(u_t u_t^T) = \sigma^2 I_N$$

Đối với các mô hình (4.12) đến (4.15) thì ma trận W là ma trận trọng số không gian được xác định bằng thủ tục Kronecker, tức là $W = I_N \otimes W_N$.

4.1.3. Mô hình số liệu mảng tuyến tính động Arellano-Bond trễ không gian

4.1.3.1. Mô hình số liệu mảng động không gian

Như đã trình bày trong chương 1, đối với trường hợp xét hội tụ không gian của TFP ngành may theo tỉnh mô hình hội tụ không điều kiện và có điều kiện số liệu mảng động không gian được chỉ định như sau:

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \lambda \ln\left[\frac{TFP_{t+k-1}}{TFP_t}\right] + \delta W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t + u_t \qquad (4.16)$$

$$\ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] = \alpha + \lambda \ln\left[\frac{TFP_{t+k-1}}{TFP_t}\right] + \delta W \ln\left[\frac{TFP_{t+k}}{TFP_t}\right] + \beta \ln TFP_t \qquad (4.17)$$

$$+\gamma_h Hor_t + \gamma_b Back_t + \gamma_f For_t + \gamma_s Sback_t + u_t$$

$$u_t = \left(I_N - \rho W_N\right)^{-1}\left[\eta_N + \nu_N(t)\right] \qquad (4.18)$$

với $W = I_T \otimes W_N$.

4.1.3.2. Kiểm định tương quan không gian

Để kiểm định tương quan không gian, nghiên cứu sẽ sử dụng thống kê Moran's với các phần dư của ước lượng GMM. Dạng kiểm định của thống kê Moran's như sau:

$$I^* = \frac{N}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{Nij}} \frac{\hat{\varepsilon}' W_N \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} \qquad (4.19)$$

Trong đó $\hat{\varepsilon}$ là phần dư của ước lượng GMM, W_N là ma trận trọng số không gian đã chuẩn hóa theo hàng. Khi đó $N^{1/2}I^*$ tuân theo quy luật phân phối chuẩn với kỳ vọng bằng 0 và phương sai là ϕ^2. Các giá trị I^* có ý nghĩa chỉ ra sự co cụm không gian, ngược lại chỉ ra sự phân kỳ không gian.

4.1.4. Dữ liệu và giải thích biến

4.1.4.1. Dữ liệu

Cơ sở dữ liệu vi mô (2000-2015) từ các cuộc điều tra doanh nghiệp hàng năm do Tổng cục Thống kê (TCTK) tổ chức được dùng trong nghiên cứu này. Cuộc điều tra này được thực hiện lần đầu vào năm 2000 và liên tục, mỗi năm một lần đến năm 2015. Mục đích chính của nghiên cứu này là xem xét hội tụ theo vùng của TFP của ngành may trong điều kiện toàn cầu hóa thông qua các biến đại diện cho các kênh lan

tỏa của FDI. Một trong những điểm mạnh này là nghiên cứu này đã xem xét hội tụ ở cấp độ doanh nghiệp và cả cấp độ ngành theo tỉnh. Ở cấp độ doanh nghiệp, xem xét hội tụ TFP của các doanh nghiệp với các mô hình hội tụ không điều kiện và mô hình hội tụ dưới tác động của FDI. Bởi vì số lượng doanh nghiệp có đầy đủ thông tin từ năm 2000 đến năm 2015 là tương đối ít so với số lượng tất cả các doanh nghiệp nên nghiên cứu chỉ xem xét hội tụ theo số liệu mảng đều được bằng cách giữ lại các doanh nghiệp có đầy đủ thông tin từ năm 2000 đến năm 2015. Những doanh nghiệp mà tuổi đời (năm điều tra trừ đi năm thành lập), tổng tiền lương, tài sản hữu hình, giá trị gia tăng (doanh số bán trừ đi mua ngoài), và/hoặc số lao động không lớn hơn không và trong những trường hợp thông tin không hoàn chỉnh đã bị loại đi. Mẫu cân đối, tức là những doanh nghiệp tồn tại liên tục cả 15 năm sẽ được sử dụng.

Để xét hội tụ theo không gian, luận án đã gộp TFP của các doanh nghiệp theo tỉnh và tính TFP. Về bộ dữ liệu sử dụng: từ cuộc điều tra này, xây dựng một tập số liệu mảng trong thời gian từ 2000 tới 2015. Những tỉnh không có đầy đủ thông tin từ năm 2000 đến năm 2015 sẽ được loại bỏ, mẫu cân đối khi tỉnh có đầy đủ thông tin đầy đủ 15 năm liên tục sẽ được sử dụng.

Các thông tin chủ yếu của các doanh nghiệp như loại hình doanh nghiệp, ngành nghề kinh doanh số, lao động, 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; các đầu vào và đầu ra đã được giảm phát. 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, theo Tổng cục Thống kê, giá trị gia tăng được xác định bằng tổng của hai thành phần là: (i) thu nhập người 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 trình bày được áp dụng cho ngành công nghiệp chế tác bao gồm các ngành cấp 2. Phân ngành của nghiên cứu theo bảng phân ngành được sử dụng trong các bảng đầu vào-đầu ra (IO) của Việt Nam năm 2005.

Bảng 4.1 dưới đây trình bày ước lượng TFP của các doanh nghiệp đáp ứng đầy đủ yêu cầu về số liệu nhưng chưa loại bỏ khi thông tin chưa liên tục từ năm 2000 đến năm 2015 bằng phương pháp Levinsohn-Petrin. Toàn bộ mẫu thu được gồm có 33382 quan sát của 9768 doanh nghiệp. Có những doanh nghiệp chỉ tồn tại một năm trong cả giai đoạn và trung bình mỗi doanh nghiệp tồn tại 3.4 năm trong giai đoạn 2000-2015. Các biến lnva, lnl, lnm và lnk sẽ được giải thích trong phần giải thích biến trong mục tiếp theo. Các hệ số ước lượng được đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, tức là mô hình ước lượng TFP phù hợp và có ý nghĩa.

Bảng 4.1. Kết quả ước lượng TFP ngành may theo doanh nghiệp

```
. levpet lnva, free(lnl) proxy(lnm) capital(lnk) i(idd) t(year)
...................................................


Levinsohn-Petrin productivity estimator

Dependent variable represents value added.      Number of obs      =     33382
Group variable (i): idd                         Number of groups   =      9768
Time variable (t): year
                                                Obs per group: min =         1
                                                               avg =       3.4
                                                               max =        16
```

lnva	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lnl	.8047649	.0055554	144.86	0.000	.7938766	.8156532
lnk	.165	.0104482	15.79	0.000	.1445219	.1854781

```
Wald test of constant returns to scale: Chi2 =   8.48 (p = 0.0036).
```

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số liệu đã được lấy logarit tự nhiên

Sau đó, nghiên cứu tiến hành loại bỏ các doanh nghiệp không có thông tin đầy đủ từ năm 2000 đến năm 2015. Tiến hành gộp các số liệu theo tỉnh, loại bỏ những tỉnh không có thông tin liên tục từ năm 2000 đến năm 2015 và tiến hành ước lượng TFP của ngành may theo tỉnh.

Bảng 4.2 trình bày thống kê mô tả LnTFP (về sau sẽ gọi chung là TFP) của ngành may theo năm trong cả thời kỳ 2000-2015. Ở đây tại sao chỉ có 40 tỉnh thành, bởi vì có một số tỉnh mới được tách nghiên cứu không xét đến do tính không đồng đều, hơn nữa một số tỉnh thiếu số liệu về ngành may vì lý do số lượng doanh nghiệp

trên tỉnh đó ít và không đầy đủ từ năm 2000 đến năm 2015. Từ cột 3 của bảng 4.1. chỉ ra rằng trung bình TFP theo năm của ngành may đã tăng theo thời gian từ 1.141 năm 2000 đã tăng lên 1.908 năm 2015. Tuy rằng, trung bình TFP năm 2002 đã giảm xuống nhưng sau đó tăng liên tục từ năm 2003 đến năm 2015. Cùng với đó độ lệch tiêu chuẩn năm 2015 cũng đã giảm rất lớn so với các năm trước đó, như vậy khoảng cách về TFP giữa các tỉnh đã được thu hẹp vào cuối giai đoạn.

Bảng 4.2. Thống kê mô tả LnTFP ngành may

Năm	Số quan sát	Trung bình	Std.Dev	Min	Max
2000	40	1.141014	0.461329	0.134218	1.973612
2001	40	1.22436	0.413277	0.487676	2.188111
2002	40	0.984842	0.407298	-0.25346	1.704811
2003	40	1.167896	0.388751	0.202518	1.891256
2004	40	1.216902	0.44093	-0.66999	1.739056
2005	40	1.216478	0.426087	0.1365	2.232737
2006	40	1.301458	0.522168	-1.13226	1.998148
2007	40	1.472593	0.34512	0.390311	2.310753
2008	40	1.497773	0.28104	0.743383	2.172595
2009	40	1.603411	0.332123	0.925798	2.515489
2010	40	1.662634	0.341232	0.145275	2.392721
2011	40	1.787911	0.289691	0.829507	2.299702
2012	40	1.717364	0.718655	-2.31331	2.769355
2013	40	1.799051	0.353666	0.003011	2.271155
2014	40	1.848178	0.480515	-0.89359	2.264181
2015	40	1.908485	0.241854	0.984668	2.264657

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số liệu đã được lấy logarit tự nhiên

Bảng 4.3. Kết quả ước lượng TFP ngành may theo tỉnh

```
Levinsohn-Petrin productivity estimator

Dependent variable represents value added.      Number of obs      =       640
Group variable (i): tinh                        Number of groups   =        40
Time variable (t): year
                                                Obs per group: min =        16
                                                               avg =      16.0
                                                               max =        16

------------------------------------------------------------------------------
        lnva |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         lnl |   .8304984   .0804551    10.32   0.000     .6728092    .9881876
         lnk |   .1710551   .0927725     1.84   0.065    -.0107756    .3528857
------------------------------------------------------------------------------
Wald test of constant returns to scale: Chi2 =   0.00 (p = 0.9883).
```

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số liệu đã được lấy logarit tự nhiên

Bảng 4.3 là kết quả ước lượng TFP ngành may theo tỉnh bằng phần mềm Stata, kết quả chỉ ra rằng các hệ số của mô hình đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$. Ở đây, số liệu là cân bằng với 40 tỉnh và trong 16 năm.

4.1.4.2. Giải thích biến

(1) Biến LnTFP, TFP được ước lượng bằng phương pháp Levinshon-Petrin được trình bày trong Nguyễn Khắc Minh và cộng sự (2015) danh mục các công trình nghiên cứu của tác giả. Sau đó lấy logarit tự nhiên của TFP.

(2) Biến thể hiện luồng FDI là các kênh lan tỏa FDI.

(3) Biến lnva, va là giá trị gia tăng bằng giá trị lợi nhuận công với giá trị thu nhập người lao động công với khấu hao giá trị tài sản cố định, sau đó lấy logarit tự nhiên.

(4) Biến lnk, k là giá trị tài sản sau đó lấy logarit tự nhiên.

(5) Biến lnl, l là số lượng lao động sau đó lấy logarit tự nhiên.

(6) Biến lnm, m là giá trị trung gian được tính bằng doanh thu trừ đi va, sau đó lấy logarit tự nhiên.

4.1.5. Kết quả thực nghiệm

4.1.5.1. Kết quả với số liệu mảng cho doanh nghiệp

Bảng 4.4 sau đây trình bày kết quả ước lượng mô hình hội tụ không điều kiện số liệu mảng cho TFP ngành may theo doanh nghiệp và mô hình hội tụ số liệu mảng dưới tác động của luồng FDI. Hai cột đầu tiên của bảng 4.4 ghi tên biến và kết quả ước

lượng mô hình hội tụ không điều kiện với số liệu mảng. Hai cột tiếp theo ghi kết quả ước lượng mô hình hội tụ số liệu mảng dưới tác động của luồng FDI. Sử dụng kiểm định chỉ định Hausman cho hai mô hình đều cho giá trị quan sát có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Như vậy, trong cả hai mô hình sẽ sử dụng tác động cố định.

Bảng 4.4. Mô hình với số liệu mảng dưới tác động của luồng FDI

Dlnpm	Coef.	Dlnpm	Coef.
lntfp	-0.5833 (0.000)	**lntfp**	-0.7048 (0.000)
cons	1.1675 (0.000)	**back**	-31.4 (0.000)
		for	-29.414 (0.000)
		hor	-75.672 (0.000)
		sback	59.04 (0.002)
		cons	1.6782 (0.000)
F-test $u_i = 0$	2.54 (0.000)	**F-test** $u_i = 0$	3.85 (0.000)
Hausman test	174.7 (0.000)	**Hausman test**	291.5 (0.000)
Tốc độ hội tụ (%)	5.83%	**Tốc độ hội tụ (%)**	8.13%
Nửa đời (năm)	11.877	**Nửa đời (năm)**	8.521
Number of obs	1040	**Number of obs**	1040
Number of Groups	65	**Number of Groups**	65

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị p-value

Từ kết quả ước lượng được cho ở bảng 4.4, thì cả hai mô hình hội tụ TFP của các doanh nghiệp ngành may đều hội tụ vì hệ số beta âm và đều có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$. Tốc độ hội tụ của mô hình hội tụ với số liệu mảng dưới tác động của FDI cao hơn so với tốc độ hội tụ từ mô hình hội tụ không điều kiện. Điều này chứng tỏ luồng FDI có tác động tích cực đến sự hội tụ của các doanh nghiệp ngành may. Hệ số của các biến Back âm có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$; điều này chỉ ra rằng tỷ lệ đầu ra doanh nghiệp bán cho các công ty nước ngoài không có tác động tích cực đến năng suất của doanh nghiệp đó. Biến Hor âm có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$, tức

là mức độ có mặt của các công ty nước ngoài trong các doanh nghiệp may mặc của Việt Nam ngày càng giảm. Tổng ảnh hưởng của biến for là âm có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$ thể hiện ảnh hưởng âm từ công ty nước ngoài sang bên mua tại địa phương phía hạ nguồn của nó. Sự sẵn có các đầu tốt hơn do đầu tư nước ngoài lại không làm tăng năng suất các công ty sử dụng các đầu vào này.

Hệ số của biến Sback dương và có ý nghĩa thống kê cao cho thấy những lan tỏa ngược đi từ các công ty nước ngoài sang các nhà cung cấp địa phương phía thượng nguồn là dương. Như vậy, các tác động liên kết ngược làm tăng khả năng thuận lợi do hàng hóa sản xuất bởi công ty nước ngoài sử dụng ít các hàng hóa trung gian và ít giống nhau về các loại hàng hóa trung gian được sản xuất.

4.1.5.2. Kết quả thực nghiệm từ số liệu mảng theo tỉnh

Trong phần này, sẽ trình bày kết quả thu được qua áp dụng mô hình hội tụ số liệu mảng cho TFP ngành may theo tỉnh trong thời kỳ từ năm 2000 đến năm 2015. Trong phần này sẽ không trình bày kết quả chi tiết mà chỉ trình bày kết quả từ số liệu mảng và so sánh tốc độ hội tụ của các mô hình.

Đầu tiên tiến hành kiểm định Hausman để chỉ định tác động ngẫu nhiên hay tác động cố định, kết quả cho thấy p-value của thống kê Hausman là 0.000 như vậy nghiên cứu sẽ chỉ định tác động cố định. Từ bảng 4.5. nhận thấy được mô hình số liệu mảng hội tụ không điều kiện có hệ số β âm và có ý nghĩa thống kê, tức là mô hình hội tụ, tuy nhiên kiểm định F thì không có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.1$.

Bảng 4.5. Mô hình số liệu mảng hội tụ không điều kiện

	2000-2015
Lntfp	-0.3883 (0.000)
Cons	0.6195 (0.000)
R^2 **-within**	0.1289
F-test $u_i = 0$	1.09 (0.334)
Hausman Test	38.86 (0.000)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị p-value

Bảng 4.6 dưới đây sẽ trình bày kết quả của mô hình số liệu mảng tác động cố định hội tụ có điều kiện dưới tác động của kênh lan tỏa FDI. Đầu tiên, cũng tiến hành kiểm định Hausman thì được chỉ định là tác động cố định. Kiểm định F-test có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0.01$ và hệ số β âm và có ý nghĩa thống kê mức dưới 1%, điều này chỉ ra rằng mô hình là hội tụ dưới các kênh lan tỏa FDI. Các hệ số của các kênh lan tỏa cùng dấu với trường hợp mô hình hội tụ năng suất số liệu mảng tác động cố định cho các doanh nghiệp ngành may. Như vậy, sử dụng số liệu mảng cho cả hai trường hợp: hội tụ theo doanh nghiệp và hội tụ theo cấp tỉnh, thì cả hai mô hình các hệ số đều đồng nhất dấu và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$.

Bảng 4.4. Mô hình số liệu mảng dưới tác động kênh lan tỏa FDI

	2000-2015		
Cons	1.227 (0.000)	$Sigma_u$	0.1635
lntfp	-0.6061 (0.000)	$Sigma_\varepsilon$	0.314
Back	-39.2921 (0.000)	ρ	0.2134
Sback	40.633 (0.031)	**F-test that all** $u_i = 0$	2.67 (0.000)
For	-23.7766 (0.002)	R^2within	0.3312
Hor	-66.689 (0.000)	R^2between	0.0566
Observations	640		
Number of groups	40	**Hausman Test**	118.15 (0.000)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị p-value

Bảng 4.5. trình bày kết quả ước lượng mô hình số liệu mảng trễ không gian, sai số không gian cho hội tụ không điều kiện của năng suất lao động ngành may theo cấp tỉnh. Đối với mô hình hội tụ số liệu mảng do các biến lan tỏa không đổi theo doanh nghiệp vì thế không tồn tại tính lan tỏa không gian của các biến lan tỏa này. Do vậy, mô hình Durbin không gian sẽ không được xem xét đến ở trong phần này. Từ cột 1 và cột 2 của bảng 4.5 trình bày kết quả của mô hình trễ không gian tác động cố định chỉ

ra hệ số β âm và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Ba kiểm định Moran'I, LM Error và LM Lag, thì chỉ có kiểm định LM Lag không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$, do đó tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian trong mô hình trễ không gian. Hơn nữa, hệ số của biến trễ không gian là dương có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, tức là, lan tỏa không gian có tác động tích cực đến quá trình tăng trưởng năng suất lao động ngành may cấp tỉnh.

Từ cột 3 và cột 4 của bảng 4.5 trình bày kết quả ước lượng mô hình sai số không gian tác động cố định cho thấy, mô hình có 3 kiểm định không gian đều có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Do đó, tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian trong thành phần sai số. Hệ số của quá trình hồi quy sai số không gian là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, tức là, sai số không gian có hiệu ứng lan tỏa dẫn đến tác động tích cực lên tăng trưởng năng suất lao động của ngành may.

Bảng 4.5. Kết quả ước lượng mô hình trễ không gian và sai số không gian cho hội tụ không điều kiện TFP

	Trễ không gian tác động cố định		**Sai số không gian tác động cố định**
Cons	0.5913 (0.000)	**Cons**	0.9151 (0.000)
lntfp	-0.384 (0.000)	**lntfp**	-0.392 (0.000)
ρ	0.453 (0.000)	λ	0.4904 (0.000)
Moran'I Test	6.996 (0.000)	**Moran'I Test**	13.4016 (0.000)
LM Error	36.788 (0.000)	**LM Error**	146.911 (0.000)
LM Lag	0.000 (1.000)	**LM Lag**	12.1162 (0.000)
Observations	640	**Observations**	640
Number of groups	40	**Number of groups**	40

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị p-value

Bảng 4.6 trình bày kết quả ước lượng mô hình số liệu mảng trễ không gian, sai số không gian cho hội tụ dưới tác động kênh lan tỏa của FDI năng suất lao động ngành may theo cấp tỉnh. Cũng giống như mô hình hội tụ không điều kiện, thì cả hai mô hình đều chỉ ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian và hệ số của biến trễ không gian và sai số không gian đều dương và có ý nghĩa ở mức xác suất $p < 0.01$. Ở đây có sự khác biệt là hệ số Back của mô hình sai số không gian không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$.

Bảng 4.6. Kết quả ước lượng mô hình trễ không gian và sai số không gian cho hội tụ có điều kiện TFP

	Trễ không gian tác động cố định		**Sai số không gian tác động cố định**
Cons	1.2123 (0.000)	**Cons**	1.098 (0.000)
lntfp	-0.6031 (0.000)	**lntfp**	-0.4221 (0.000)
Back	-33.247 (0.000)	**Back**	-15.991 (0.124)
Sback	47.6312 (0.000)	**Sback**	47.111 (0.052)
For	-24.8206 (0.000)	**For**	-19.39 (0.000)
Hor	-78.628 (0.000)	**Hor**	-73.657 (0.000)
ρ	0.3155 (0.000)	λ	0.3116 (0.000)
Moran'I Test	4.11 (0.000)	**Moran'I Test**	8.21 (0.000)
LM Error	8.01 (0.004)	**LM Error**	42.541 (0.000)
LM Lag	0.000 (1.000)	**LM Lag**	19.0838 (0.000)
Observations	640	**Observations**	640
Number of groups	40	**Number of groups**	40

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị p-value

Bảng 4.7 trình bày tốc độ hội tụ và nửa đời của hai trường hợp hội tụ có điều kiện và hội tụ không điều kiện. Từ kết quả của bảng 4.7 chỉ ra rằng dưới tác động lan tỏa của các kênh truyền tải FDI thì tốc độ hội tụ của năng suất lao động sẽ nhanh hơn so với khi không xem xét tác động lan tỏa đó.

Bảng 4.7. So sánh tốc độ hội tụ và nửa đời của các mô hình với số liệu mảng

		Tác động cố định	***Trễ không gian tác động cố định***	***Sai số không gian tác động cố định***
Hội tụ không điều kiện	**Tốc độ hội tụ**		3.23%	3.32%
	Nửa đời		21.46	20.90
Hội tụ có điều kiện	**Tốc độ hội tụ**	6.21%	6.16%	3.66%
	Nửa đời	11.16	11.25	18.96

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu TCTK

4.1.5.3. Kết quả thực nghiệm từ số liệu mảng của các mô hình hồi quy tuyến tính động và mô hình hệ thống tuyến tính động

Kết quả ước lượng mô hình tuyến tính động trễ không gian Arellano-Bond và mô hình hệ thống tuyến tính động trễ không gian Blundell-Bond ở bảng 4.8 cho thấy một số kiểm định không có ý nghĩa thống kê trong các mô hình này, chẳng hạn kiểm định nhân tử Lagrange trễ không gian không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất dưới 10% trong các mô hình mô hình tuyến tính động trễ không gian Arellano-Bond và mô hình hệ thống tuyến tính động trễ không gian Blundell-Bond tương ứng.

Như vậy, các kiểm định sử dụng nhân tử Lagrange đều chỉ ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian trong các sai số không gian. Sử dụng kiểm định bằng chỉ số Moran sai số không gian thì giá trị dương có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ ở cả hai mô hình tuyến tính động trễ không gian Arellano-Bond và mô hình hệ thống tuyến tính động trễ không gian Blundell-Bond. Kết quả ước lượng mô hình hệ thống tuyến tính động trễ không gian Blundell-Bond cho thấy hệ số của lntfp âm, nghĩa là có hội tụ TFP theo tỉnh và tác động của lan tỏa ngành của FDI là âm. Tuy nhiên, hệ số β trong mô hình tuyến tính động trễ không gian Arellano-Bond nhỏ hơn -1, do vậy, không tồn tại hội tụ dưới mô hình tuyến tính trễ không gian Arellano-Bond.

Kết quả này mạnh hơn kết quả rút ra từ nghiên cứu số liệu mảng. Kết quả này có thể giải thích như sau: Trễ một thời kỳ năng suất lao động có tác động (hệ số dương và có ý nghĩa thống kê) tới hội tụ TFP theo tỉnh của ngành. Tức là, những lao động được đào tạo trong thời kỳ này sẽ có tác động tích cực đến thời kỳ sau góp phần làm

tăng năng suất lao động. Điều này phù hợp với thực tế, bởi vì trong quá trình sản xuất nhưng doanh nghiệp trong cùng một ngành thông qua quá trình đào tạo lao động, học tập công nghệ mới, tăng kinh nghiệm sản xuất đối với công nghệ mới sẽ có những kết quả rõ ràng trong những thời kỳ hoạt động tiếp theo.

Bảng 4.8. Kết quả ước lượng từ mô hình tuyến tính động không gian

	Mô hình tuyến tính động trễ không gian Arellano-Bond	**Mô hình hệ thống tuyến tính động trễ không gian Blundell-Bond**
Cons	2.187 (0.000)	1.708 (0.000)
htfpm$_{-1}$		0.1284 (0.000)
W * htfpm	0.1947 (0.038)	0.1843 (0.055)
lntfp	-1.075 (0.000)	-0.8202 (0.000)
Back	-48.174 (0.000)	-39.351 (0.000)
Sback	85.661 (0.000)	72.315 (0.000)
Hor	-189.267 (0.000)	-159.446 (0.000)
For	-33.521 (0.000)	-20.183 (0.002)
Moran I Test	8.7 (0.000)	5.2455 (0.000)
LM Error	50.02 (0.000)	15.78 (0.000)
LM Lag	0.0836 (0.7725)	0.0011 (0.9734)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Hơn nữa, tác động tích cực của FDI theo lan tỏa ngang như sự tham gia của doanh nghiệp nước ngoài dẫn đến một sự gia tăng trong năng suất của các doanh

nghiệp địa phương trong cùng một ngành công nghiệp thông qua các hiệu ứng như: hiệu ứng minh họa liên quan đến việc sao chép hoặc bắt chước công nghệ của các doanh nghiệp nước ngoài và các hoạt động tổ chức của các doanh nghiệp địa phương hoặc năng suất lao động tăng do việc dịch chuyển của các công nhân có kỹ năng, được đào tạo đến các doanh nghiệp địa phương.

Trong trường hợp Việt Nam xảy ra khả năng về việc đảo chiều trong tốc độ thay thế công nhân. Người lao động ở các doanh nghiệp địa phương có thể dịch chuyển sang các doanh nghiệp nước ngoài. Những ảnh hưởng khác như ảnh hiệu ứng cạnh tranh lớn hơn ảnh hưởng tạo cầu buộc các doanh nghiệp không có khả năng cạnh tranh với các doanh nghiệp nước ngoài, sẽ buộc phải rời bỏ thị trường. Những điều này lý giải vì sao dấu của Hor âm và có ý nghĩa.

4.2. Hội tụ năng suất ngành chế biến thực phẩm và đồ uống

4.2.1. Dữ liệu và giải thích biến

4.2.1.1. Dữ liệu

Trong nghiên cứu này sử dụng cơ sở dữ liệu vi mô (2000-2015) từ các cuộc điều tra doanh nghiệp hàng năm do Tổng cục Thống kê (TCTK) tổ chức. Cuộc điều tra này được thực hiện lần đầu vào năm 2000 và liên tục, mỗi năm một lần đến năm 2015. Mục đích chính của nghiên cứu này là xem xét hội tụ không điều kiện của TFP ngành sản xuất thực phẩm và đồ uốngtheo cấp tỉnh và hội tụ theo tỉnh của TFP của ngành sản xuất thực phẩm và đồ uống trong điều kiện toàn cầu hóa thông qua các biến đại diện cho các kênh lan tỏa của FDI. Cách tính TFP và các kênh lan tỏa của FDI cũng giống như đối với ngành may.

4.2.1.2. Giải thích biến

(1) Biến TFP là biến được ước lượng bằng phương pháp Levinshon-Petrin được trình bày trong Nguyễn Khắc Minh và cộng sự (2015) danh mục các công trình nghiên cứu của tác giả.

(2) Biến thể hiện luồng FDI là các kênh lan tỏa FDI.

4.2.2. Kết quả thực nghiệm từ số liệu mảng

Bảng 4.9 sau đây trình bày kết quả hội tụ không điều kiện TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống từ số liệu mảng tác động cố định. Đầu tiên, sử dụng kiểm định Hausman cho kết quả có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$, do vậy, sẽ chỉ định mô hình số liệu mảng tác động cố định. Kiểm định F-test có ý nghĩa thống kê ở mức

xác suất $p < 0.01$ và hệ số β âm có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$. Như vậy, TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống hội tụ không điều kiện theo cấp tỉnh trong giai đoạn 2000-2015.

Bảng 4.9. Mô hình số liệu mảng hội tụ không điều kiện

	2000-2015
Lntfp	-0.705 (0.000)
Cons	0.499 (0.000)
R^2 **-within**	0.3602
F-test $u_i = 0$	3.45 (0.000)
Hausman Test	263.14 (0.000)

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị p-value

Bảng 4.10 trình bày kết quả hội tụ có điều kiện TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống dưới tác động các kênh lan tỏa FDI từ số liệu mảng tác động cố định. Đầu tiên cũng sử dụng kiểm định Hausman và cho kết quả là chỉ định mô hình tác động cố định. Kiểm định F-test và hệ số của β âm có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.01$ nên TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống hội tụ dưới tác động các kênh lan tỏa FDI. Tuy nhiên, hệ số của các biến lan tỏa For và Hor đều không có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$ và hệ số của Sback dương có ý nghĩa thống kê ở mức xác suất $p < 0.1$. Điều này đồng nhất với ngành may và cho thấy sự tham gia của doanh nghiệp nước ngoài dẫn đến một sự gia tăng trong năng suất lao động của ngành.

Bảng 4.11 trình bày kết quả mô hình hội tụ không điều kiện của TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống với hai mô hình trễ không gian và sai số không gian tác động cố định. Kết quả từ bảng 4.11 chỉ ra mô hình trễ không gian và sai số không gian đều tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian và TFP của ngành hội tụ trong giai đoạn 2000-2015 dưới tác động của lan tỏa không gian.

Bảng 4.12 trình bày kết quả mô hình hội tụ có điều kiện của TFP ngành chế biến thực phẩm và đồ uống với hai mô hình trễ không gian và sai số không gian tác động cố định dưới tác động của các kênh lan tỏa không gian. Kết quả từ bảng chỉ ra

không tồn tại trễ không gian nhưng tồn tại sai số không gian ở mức xác suất $p < 0.1$. Đối với sai số không các hệ số về mặt dấu và có ý nghĩa thống kê đều tương đồng với mô hình số liệu mảng tác động cố định. Như vậy, rõ ràng giữa các tỉnh có sự hỗ trợ tích cực trong năng suất lao động của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống của các tỉnh lân cận.

Bảng 4.10. Hồi quy mô hình số liệu mảng tác động cố định dưới tác động các kênh lan tỏa FDI

	2000-2015		
Constant	-0.364 (0.000)	**Hor**	-38.173 (0.192)
lntfp	-0.736 (0.000)	**F-test** $u_i = 0$	3.82 (0.000)
Back	-14.45 (0.008)	R^2 **within**	0.3855
Sback	12.618 (0.063)	**Observations**	944
For	-6.162 (0.274)	**Number of group**	59

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Bảng 4.11. Hồi quy mô hình hội tụ không điều kiện số liệu mảng trễ không gian tác động cố định và sai số không gian tác động cố định

Trễ không gian	**2000-2015**	**Sai số không gian**	**2000-2015**
Spatially lagged	0.15 (0.091)	**Spatially autocorrelation coeff**	0.385 (0.000)
lntfp	-0.704 (0.000)	**lntfp**	-0.733 (0.000)
R^2*within*	0.3518	R^2*within*	0.3602
Log-Likelihood	-323.0212	**Log-Likelihood**	-314.0527
Observations	944	**Observations**	944
Number of group	59	**Number of group**	59

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Bảng 4.13 trình bày so sánh tốc độ hội tụ và nửa đời của 3 mô hình số liệu mảng tác động cố định đối với hội tụ không điều kiện và có điều kiện dưới lan tỏa các kênh truyền tải FDI. Đối với mô hình số liệu mảng cố định thông thường thì có tốc độ hội tụ nhanh hơn so với mô hình trễ không gian, điều này phù hợp với thực tế vì tồn tại sự lan tỏa không gian dẫn đến có tác động tích cực và sự bổ sung cho các tỉnh lân cận về năng suất lao động thông qua các hoạt động giao lưu thương mai, đào tạo, giao thông, dịch chuyển lao động. Đặc biệt, dưới sự lan tỏa không gian tốc độ hội tụ của TFP nhanh hơn khi không có sự lan tỏa.

Bảng 4.12. Hồi quy mô hình số liệu mảng trễ không gian tác động cố định và sai số không gian tác động cố định

Trễ không gian	**2000-2015**	**Sai số không gian**	**2000-2015**
Spatially lagged	0.0427 (0.656)	**Spatially autocorrelation coeff**	0.173 (0.087)
lntfp	-0.735 (0.000)	**lntfp**	-0.7403 (0.000)
Back	-14.453 (0.006)	**Back**	-14.472 (0.022)
Sback	12.574 (0.054)	**Sback**	12.703 (0.107)
For	-6.665 (0.23)	**For**	-6.326 (0.334)
Hor	-35.734 (0.214)	**Hor**	-38.555 (0.257)
$R^2 within$	0.3848	$R^2 within$	0.3855
Log-Likelihood	-305.251	**Log-Likelihood**	-303.968
Observations	944	**Observations**	944
Number of group	59	**Number of group**	59

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH
Ghi chú: Số trong ngoặc đơn là giá trị xác suất

Bảng 4.13. Tốc độ hội tụ và nửa đời

		Tốc độ hội tụ	**Nửa đời**
Hội tụ không điều kiện	**Số liệu mảng**	8.14%	8.52
	Trễ không gian	8.12%	8.54
	Sai số không gian	8.8%	7.87
Hội tụ có điều kiện	**Số liệu mảng**	8.88%	7.81
	Sai số không gian	8.99%	7.71

Nguồn: Tác giả ước lượng từ số liệu của TCTK và BLĐ&TBXH

4.3. Kết luận chương 4

Như vậy thông qua nghiên cứu hội tụ dựa trên số liệu mảng của số liệu gộp theo ngành và tỉnh của hai ngành may và ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Kết quả ước lượng cho thấy đối với ngành may trong số liệu mảng thì tốc độ hội tụ dưới tác động của FDI cao hơn so với từ mô hình hội tụ không điều kiện. Điều này phù hợp với lý thuyết là FDI có tác động tích cực đến quá trình phát triển kinh tế của Việt Nam đặc biệt đối với năng suất của ngành may.

Đối với số liệu mảng thì kết quả tốc độ hội tụ khi có hiệu ứng lan tỏa không gian đều chậm hơn so với khi bỏ qua sự lan tỏa không gian. Trong đó, đối với ngành may, ngành chế biến thực phẩm và đồ uống thì mô hình sai số không gian chỉ ra tốc độ hội tụ nhanh hơn, điều này có thể giải thích rằng dưới tác động của lan tỏa không gian của thành phần sai số thì năng suất lao động của một tỉnh có tác động đến năng suất lao động của các tỉnh lân cận. Vì vậy, tốc độ hội tụ của năng suất lao động nhanh hơn. Hơn nữa, các mô hình đều chỉ ra sự tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian giữa các tỉnh. Điều này chỉ ra rằng giữa các tỉnh lân cận năng suất có tác động qua lại và không thể bỏ qua hiệu ứng lan tỏa không gian giữa các tỉnh, thậm chí điều này có thể gây ra chệch trong các ước lượng.

TÓM TẮT CHƯƠNG 4

Chương 4 luận án đã sử dụng kinh tế lượng không gian đặc biệt là mô hình số liệu mảng động để so sánh tốc độ hội tụ của năng suất lao động hai ngành là ngành may và ngành chế biến thực phẩm và đồ uống. Kết quả phân tích cho thấy, tồn tại sự hội tụ của năng suất lao động hai ngành và có sự khác nhau giữa tốc độ hội tụ khi xem xét sự tương tác không gian.

Chương 5

KẾT LUẬN, KHUYẾN NGHỊ CHÍNH SÁCH VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO

KẾT LUẬN

Tóm lại luận án đã bao gồm những nội dung chủ yếu của nghiên cứu hội tụ cả về lý thuyết lẫn thực nghiệm. Thứ nhất, nghiên cứu đã trình bày được những kết quả chủ yếu đã đạt được về nghiên cứu lý thuyết mô hình, mô hình hóa kinh tế mà đã được trình bày một cách chi tiết.

Về lý thuyết mô hình hội tụ, phần lý thuyết đã trình bày được mô hình hồi quy hội tụ Barro mở rộng sau đó đã áp dụng vào nghiên cứu hội tụ thu nhập theo tỉnh ở Việt Nam. Đăc biệt đã sử dụng kinh tế lượng 2 lớp với lớp thứ nhất đưa ra mô hình CCDEA mới nhưng vẫn đảm bảo tính chất, lớp thứ hai là nghiên cứu mới về hội tụ hiệu quả.

Về lý thuyết mô hình hóa kinh tế, nghiên cứu đã trình bày một số đóng góp mà có thể tóm tắt như sau: trong việc xây dựng các mô hình hội tụ dưới tác động của FDI, nghiên cứu đã thành công trong việc đưa các kênh truyền tải ảnh hưởng ngang, ảnh hưởng dọc và ảnh hưởng liên hệ ngược cung của FDI vào mô hình hôi tụ. Kết quả các tác được động của lan tỏa công nghệ của các doanh nghiệp FDI đến tốc độ hội tụ đã ước lượng được và đã chỉ ra trong phần kết quả thực nghiệm.

Về mặt phương pháp ước lượng hội tụ, nghiên cứu đã sử dụng các phương pháp ước lượng hôi tụ như: phương pháp ước lượng dựa trên số liệu chéo với những mô hình cổ điển và mô hình Barro mở rộng, phương pháp ước lượng hội tụ dựa trên số liệu mảng với các kỹ thuật khác nhau, phương pháp kinh tế lượng không gian.

Về mặt kết quả của nghiên cứu: nghiên cứu rút ra được kết quả được trình bày chi tiết trong kết luân của mỗi chương và được tóm tắt như sau:

(1) Đối với hội tụ thu nhâp: Nghiên cứu đã phát hiện ra hội tụ giữa các tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2015. Đặc biệt thông qua cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để phân tích nghiên cứu đã chỉ ra với số liệu chéo không tồn tại lan tỏa không gian, nhưng đối với số liệu mảng thì trong giai đoạn 1995-2015 tồn tại tương quan không gian dưới dạng mô hình Durbin không gian.

(2) Đối với hội tụ năng suất cấp tỉnh không điều kiện: Nghiên cứu đã phát hiện ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian dưới dạng trễ không gian và lan tỏa không gian của TFP khu vực công nghiệp đối với hồi quy số liệu mảng trong giai đoạn từ 1998-

2015. Hơn nữa, nghiên cứu đã chỉ ra rằng giữa các tỉnh có ảnh hưởng tính cực, có mối quan hệ mật thiết với nhau đặc biệt ảnh hưởng tích cực của việc di chuyển lao động, lan tỏa kiến thức giúp năng suất của các tỉnh kém phát triển tăng lên. Nghiên cứu cũng đã phát hiện ra tồn tại hội tụ β giữa các tỉnh trong toàn bộ giai đoạn 1998-2015. Điều này cũng chỉ ra rằng, trong những năm gần đây các tỉnh kém phát triển ở Việt Nam đang có xu hướng bắt kịp với các tỉnh phát triển hơn. Đặc biệt trong giai đoạn 1998-2015 thì tồn tại hội tụ không gian và khi đó tốc độ hội tụ đã giảm đi so với không xem xét tương tác không gian.

(3) Đối với hội tụ năng suất cấp tỉnh có điều kiện: Nghiên cứu đã phát hiện ra tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian của cả thời kỳ 1998-2015 dưới tác động của tăng trưởng FDI và tăng trưởng GDP của cả số liệu chéo và số liệu mảng. Như vậy, chính việc đầu tư nước ngoài tại một tỉnh sẽ có tác động đến tỉnh lân cận về mặt năng suất lao động. Đặc biệt dấu của tăng trưởng FDI dương đối với số liệu mảng và dấu của lan tỏa không gian tăng trưởng FDI dương, điều này có nghĩa ra khi một tỉnh nhận vốn đầu tư nước ngoài thì sẽ kéo theo năng suất lao động khu vực công nghiệp của tỉnh đó tăng trưởng cao hơn và có thể sẽ kéo theo tăng trưởng của năng suất lao động các tỉnh lân cận tăng lên, điều này có thể lý giải từ lan tỏa tiến bộ công nghệ. Nghiên cứu cũng phát hiện ra tồn tại hội tụ trên toàn bộ thời kỳ 1998-2015, như vậy dưới sự tác động của tăng trưởng FDI và tăng trưởng GDP thì các tỉnh kém phát triển có xu thế bắt kịp các tỉnh phát triển hơn trên toàn thời kỳ 1998-2015 điều này khác với khi không có sự tác động của tăng trưởng FDI và tăng trưởng GDP.

(4) Đối với hội tụ hiệu quả cấp tỉnh: Nghiên cứu đã đưa ra phương pháp ước lượng 2 lớp trong đó lớp đầu là mô hình CCDEA mới nhưng vẫn đảm bảo được các tính chất, lớp 2 nghiên cứu sử dụng kinh tế lượng không gian để chỉ ra rằng tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian giữa các tỉnh và tồn tại hội tụ hiệu quả giữa các tỉnh.

(5) Đối với hội tụ năng suất của ngành may: Nghiên cứu chỉ ra được sự tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian trong nghiên cứu hội tụ năng suất lao động của ngành may dưới tác động của các kênh lan tỏa FDI và không điều kiện theo cấp tỉnh. Nghiên cứu cũng chỉ ra được sự tồn tại hội tụ giữa các tỉnh về năng suất lao động trong ngành may dưới tác động của các kênh lan tỏa FDI và giữa các doanh nghiệp của ngành may.

(6) Đối với hội tụ năng suất của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống: Nghiên cứu chỉ ra được sự tồn tại hiệu ứng lan tỏa không gian trong nghiên cứu hội tụ năng suất lao động của ngành chế biến thực phẩm và đồ uống dưới tác động của các kênh lan tỏa FDI và không điều kiện.

KHUYẾN NGHỊ CHÍNH SÁCH

Nghiên cứu hội tụ ở nước ta - một nước đang phát triển trong điều kiện khoa học kỹ thuật của thế giới đã tiến rất xa thì thắt chặt quyền tài sản trí tuệ cần phải được nghiên cứu cẩn thận hơn. Các nhà lập chính sách có thể nhận ra rằng không chỉ đổi mới công nghệ mà cả sự lan tỏa công nghệ cũng là một nguồn tăng trưởng năng suất quan trọng. Việc thúc đẩy đổi mới công nghệ là một chính sách quan trọng, tuy nhiên cũng cần nhấn mạnh tới tầm quan trọng của việc lan tỏa công nghệ, nhờ đó mà các doanh nghiệp không phải luôn tự sáng tạo ra công nghệ. Việc kết hợp cả đổi mới công nghệ và lan tỏa công nghệ sẽ cho phép sử dụng nguồn lực hiệu quả hơn. Việc nghiên cứu các điều kiện hội tụ cho thấy hội tụ trong điều kiện nền kinh tế mở (cụ thể dưới tác động lan tỏa công nghệ của FDI) giúp cho tốc độ hội tụ nhanh hơn, nghĩa là cần phát huy tác dụng của luồng FDI vào để thúc đẩy sự đổi mới công nghệ trong các doanh nghiệp nội địa.Việc nghiên cứu hội tụ theo tỉnh cho thấy có sự tồn tại lan tỏa không gian của thu nhập, năng suất lao động giữa các tỉnh. Tức là, nếu một tỉnh có thu nhập cao và năng suất lao động cao sẽ kéo theo các tỉnh lân cận phát triển về kinh tế, năng suất lao động và hiệu quả. Điều này đưa ra nhưng chính sách phát triển cho các tỉnh hợp lý. Từ những kết quả trên đây, luận án đề nghị một số kiến nghị chính sách như sau:

Nhà nước cần phải xem đổi mới công nghệ không chỉ là việc của doanh nghiệp mà là của sự phát triển của cả quốc gia vì thế nhà nước cần đẩy mạnh đầu tư công và các lĩnh vực: (i) Đẩy mạnh nghiên cứu lý thuyết, khoa học cơ bản; (ii) Thúc đẩy nghiên cứu thực nghiệm; (iii) Thông qua các hiệp hội như Hội khoa học kỹ thuật, hội khuyến nông, …để phổ biến kiến thức mới nhằm tạo ra lan tỏa công nghệ; (iv) Đẩy mạnh phát triển giáo dục để xây dựng lực lượng lao động trình độ cao để có thể học tập, bắt chước và sáng tạo các công nghệ từ nguồn vốn FDI vào Việt Nam; (v) Nâng cao chế độ đãi ngộ với những chuyên gia, nhà khoa học là người Việt Nam ở nước ngoài nhằm thu hút họ về nước làm việc để đào tạo, phổ biến kiến thức đối với lao động Việt Nam khi đó sẽ tạo ra lan tỏa công nghệ.

Nhà nước cần có những chính sách tín dụng phù hợp nhằm thúc đẩy các doanh nghiệp vừa và nhỏ tiếp cận với nguồn vốn đặc biệt hỗ trợ cho các dự án sản xuất thử nghiệm công nghệ mới. Đặc biệt, nhà nước cần có những nguồn vốn hỗ trợ sự sáng tạo phát triển công nghệ mới từ các cơ sở đào tạo, các chuyên gia, nhà khoa học trong và ngoài nước.

Nhà nước cần tạo ra cơ chế cho phép hoặc nhằm khuyến khích các doanh nghiệp, cá nhân học tập, sáng tạo ra công nghệ mới, phổ biến công nghệ mới và cần có những chính sách thích hợp để đảm bảo quyền lợi cho người tạo ra công nghệ mới.

Khi đó sẽ thu hút được những cá nhân, doanh nghiệp tạo ra công nghệ mới thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Đối với vấn đề bắt kịp của các tỉnh có nền kinh tế kém phát triển đối với nền kinh tế phát triển, nhà nước cần có những chính sách ưu đãi về đầu tư đối với các tỉnh có nền kinh tế còn kém phát triển, chú trọng xây dựng những cụm kinh tế trọng điểm nhằm tăng khả năng tương tác không gian giữa các tỉnh với nhau về cơ sở hạ tầng, giao thông, trao đổi thương mại, kinh tế, xã hội, giáo dục đào tạo. Khi đó cũng có thể dẫn đến lan tỏa công nghệ nhằm góp phần vào đẩy mạnh tăng trưởng kinh tế.

ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO

Trong nghiên cứu này, tác giả chỉ mới chỉ sử dụng các mô hình kinh tế lượng không gian cơ bản đó là mô hình trễ không gian và sai số không gian. Tác giả chưa xem xét các mô hình kinh tế lượng không gian sâu hơn là mô hình Durbin không gian, mô hình trung bình trượt không gian, mô hình không gian khi xem xét đến chỉ số quan sát chéo và chỉ số thời gian. Ngoài ra trong nghiên cứu hội tụ thu nhập và năng suất cấp tỉnh mới chỉ xem xét các mô hình tĩnh chưa xem xét các mô hình động. Như vậy, tác giả đề xuất phát triển sâu hơn về kinh tế lượng không gian và dùng các mô hình động để xem xét sự hội tụ.

DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH NGHIÊN CỨU CỦA TÁC GIẢ

1. Nguyen Khac Minh, Pham Anh Tuan, Nguyen Viet Hung (2015) 'Using the Spatial Econometrics Approach to Analyze Convergence of Labor Productivity at the Provincial Level in Viet Nam', *Journal of Economics and Development*, Vol. 17, no.1, April, 2015, pp. 5-19.
2. Nguyen Khac Minh, Pham Anh Tuan, Pham Van Khanh (2016) 'Using the Spatial Econometrics Approach to Analyze the Impacts of Technical efficiency from CCDEA model at the Provincial Level in Vietnam', *14th International Conference on Data Envelopment Analysis*, JiangHan University, Wuhan, China.
3. Phạm Anh Tuấn, Nguyễn Khắc Minh (2015) 'Sử dụng số liệu mảng không gian trong ước lượng hội tụ TFP ngành may', *Hội nghị Toán ứng dụng toàn quốc, Đại học Kinh tế quốc dân Hà Nội.*
4. Nguyễn Khắc Minh, Phạm Văn Khánh, Phạm Anh Tuấn, Trần Đình Tuấn, Trần Tuấn Thanh (2015) 'Một số phương pháp ước lượng TFP và ứng dụng', *Hội nghị Toán ứng dụng toàn quốc, Đại học Kinh tế quốc dân Hà Nôi.*
5. Nguyễn Khắc Minh, Phạm Anh Tuấn, Phùng Duy Quang, Bùi Đức Dương (2016) 'Nghiên cứu hội tụ hiệu quả kỹ thuật cấp tỉnh ở Việt Nam bằng kinh tế lượng không gian', *Tạp chí Kinh tế và phát triển,* số đặc biệt tháng 9.
6. Phạm Anh Tuấn (2015) 'Tiếp cận Kinh tế lượng không gian để phân tích hội tụ thu nhập bình quân đầu người theo tỉnh', *Hội tụ năng suất, hiệu quả và hội tụ thu nhập theo vùng*, NXB Khoa học và Kỹ thuật, 69-85.
7. Nguyễn Khắc Minh, Phạm Anh Tuấn, Nguyễn Việt Hưng (2015) 'Sử dụng số liệu mảng trong kinh tế lượng không gian để phân tích hội tụ năng suất lao động theo tỉnh ở Việt Nam thời kỳ 1998-2011', *Hội tụ năng suất, hiệu quả và hội tụ thu nhập theo vùng*, NXB Khoa học và Kỹ thuật, 165-194.
8. Phạm Anh Tuấn, Nguyễn Khắc Minh (2016) 'Tác động của FDI đến TFP công nghiệp theo tỉnh: Tiếp cận Kinh tế lượng không gian với số liệu mảng', *Tạp chí phát triển bền vững vùng*, (sắp xuất bản, tháng 12, 2016).

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Abramovitz, M. (1986) 'Catching up, forging ahead, and falling behind', *The Journal of Economic History*, vol. 46, no. 02, pp. 385-406.
2. Abramovitz, M. (1990) 'The catch□up factor in postwar economic growth', *Economic Inquiry*, vol. 28, no. 1, pp. 1-18.
3. Alam, I.M.S. and Sickles, R.C. (2000) 'Time Series Analysis of Deregulatory Dynamics and Technical Efficiency: The Case of the Us Airline Industry.', *International Economic Review*, no. 41, pp. 203-218.
4. Anselin, L. (1982) 'A Note on Small Sample Properties of Estimators in a First-Order Spatial Autoregressive Model', *Environment and Planning*.
5. Anselin, L. (1988) *Econometrics: Methods and Models*, Berlin: Springer.
6. Anselin, L. (1995) 'Local Indicators of Spatial Association – Lisa', *Geographical Analysis*, vol. 27, pp. 93-115.
7. Anselin, L., Bera, A., Florax, R.J.G.M. and Yoon, M. (1996) 'Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence', *Regional Science and Urban Economics*, vol. 26, pp. 77-104.
8. Anselin, L. and Florax, R.J.G.M. (1995) *New Directions in Spatial Econometrics.*, Berlin: Springer.
9. Anselin, L., Florax, R.J.G.M. and Rey, S.J. (2004) *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*, Springer.
10. Anselin, L. and Hudak, S. (1992) 'Spatial econometrics in practice: A review of software options', *Regional science and urban economics*, vol. 22, no. 3, pp. 509-536.
11. Anselin, L., Le Gallo, J. and Jayet, H. (2006) 'Spatial panel econometrics', in *The econometrics of panel data*, Springer Berlin Heidelberg.
12. Anselin, L. and Rey, S.J. (1991) 'Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models', *Geographical Analysis*, vol. 23, pp. 112-131.
13. Anselin, L., Varga, A. and Acs, Z.J. (1998) 'Geographic and Sectoral Characteristics of Academic Knowledge Externalities', *Bruton Center for Development Studies*.
14. Ansenlin, L. and Bera, A. (1998) 'Spatial Dependence in Linear Regression Models', *Handbook of Applied Economic Statisticss. New York: Marcel Dekker*.
15. Anwar, S. and Nguyen, L.P. (2011) 'Foreign direct investment and export spillovers: Evidence from Vietnam', *International Business Review*, vol. 20, no.

2, pp. 177-193.

16. Arbia, G. and Basile, R. (2005) 'Spatial Dependence and Non-Linearities in Regional Growth Behaviour in Italy', *Statistica*.
17. Arbia, G., Basile, R. and Pias, G. (2005) 'Using Spatial Panel Data in modelling Regional Growth and Convergence', *IASE Working paper* , no. 55.
18. Arellano, M. (1988) 'An Alternative Transformation for Fixed Effects Models with Predetermined Variables', *Applied Economics Discussion Paper*, vol. 57.
19. Arellano, M. and Bond, S. (1991) 'Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 577-597.
20. Arellano, M. and Bover, O. (1995) 'Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models', *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 29-51.
21. Armstrong, H.W. (1995) 'Convergence among Regions of the European Union, 1950-1999', *Papers in Regional Science*, vol. 74, pp. 143-152.
22. Arrow, K.J. (1971) '11 The Economic Implications of Learning by Doing', *Readings in the theory of growth: a selection of papers from the'Review of Economic Studies*, vol. 131.
23. Badinger, H., Muller, W. and Tondl, G. (2002) 'Regional Convergence in the European Union (1985-1999): A Spatial Dynamic Panel Analysis', *IEF Working Paper, Vienna University of Economics*, vol. 57.
24. Baltagi, B.H. (2006) 'Random effects and spatial autocorrelation with equal weights', *Econometric Theory*, vol. 22, no. 5, pp. 973-984.
25. Baltagi, B.H., Song, S.G., Jung, B.C. and Koh, W. (2007) 'Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data', *Journal of Econometrics*, vol. 140, no. 1, pp. 5-51.
26. Barro, R.J. and Sala-i-Martin (1991) 'Convergence across States and Regions', *Brooking Papers on Economic Activity*, pp. 107-182.
27. Barro, R.J. and Sala-i-Martin (1992a) 'Convergence', *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 223-251.
28. Barro, R.J. and Sala-i-Martin (1992b) 'Regional Growth and Migration: A Japanese-Us Comparison', *Journal of the Japanese and International Economy*, vol. 6, pp. 312-346.
29. Barro, R.J. and Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*, New York: McGrawHill.
30. Barro, R.J. and Sala-i-Martin (1997) 'Technological Diffusion, Convergence, and

Growth', *Journal of Economic Growth*, vol. 2, pp. 1-26.

31. Baumol, W.J. (1986) 'Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show', *American Economic Review*, vol. 76, pp. 1072-1085.
32. Bernard, A.B. and Durlauf, S.N. (1995) 'Convergence in International Output', *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, pp. 97-108.
33. Bernard, A.B. and Durlauf, S.N. (1996) 'Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis', *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 161-173.
34. Bernard, A.B. and Jones, C.I. (1996) 'Comparing Apples to Oranges: Productivity Convergence and Measurement across Industries and Countries', *The American Economic Review*, vol. 86, pp. 1216-1238.
35. Bernard, A.B. and Jones, C.I. (1996) 'Productivity and Convergence across U.S. States and Industries', *Empirical Economics*, vol. 21, pp. 113-135.
36. Bloom, D.E., Canning, D. and Sevilla, J. (2002) 'Technological diffusion, conditional convergence, and economic growth', *National Bureau of Economic Research*.
37. Blundell, R. and Bond, S. (1998) 'Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, vol. 87, pp. 115-143.
38. Bond, S., Hoeffer, H. and Temple, J. (2001) 'Gmm Estimation of Empirical Growth Models', *CEPR Discussion Paper*, vol. 3048.
39. Borts, G.H. and Stein, J.L. (1964) 'Economic growth in a free market'.
40. Braun, R.A. and Kubota, K. (1998) 'A Markov Analysis of Growth and Cycles in Japan's Prefectures', *I. U. o. Japan,*.
41. Bukenya, J.O., Gebremedhin, T.G. and Schaeffer, P.V. (2002) 'Parametric and Non Parametric Testing for Income Convergence', *Southern Agricultural Economics Association*.
42. Canova, F. and Marcet, A. (1995) 'The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and Regions', *CEPR, Discussion Paper(1265)*.
43. Carlino, G. and Mills, L. (1993) 'Are U.S. Regional Incomes Converging?', *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, pp. 335-346.
44. Carlino, G. and Mills, L. (1996) 'Convergence and the U.S. States: A Time-Series Analysis', *Journal of Regional Science*, vol. 36, pp. 587-616.
45. Carree, M.A., Klomp, L. and Thurik, A.R. (1999) 'Productivity Convergence in Oecd Manufacturing Industries', *Centre for Advanced Small Business Economics, Faculty of Economics*.
46. Carvalho, V.M. and Harvey, A.C. (2002) 'Growth, Cycles and Convergence in U.S. Regional Time Series', *Cambridge Working Papers-Cambridge University*,

vol. 0221.

47. Caselli, F., Esquivel, G. and Lefort, F. (1996) 'Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics', *Journal of Economic Growth*, vol. 1, pp. 363-389.
48. Cashin, P. (1995) 'Economic Growth and Convergence across the Seven Colonies of Australia: 1861-1991', *Economic Record*, vol. 71, pp. 132-144.
49. Cass, D. (1965) 'Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation', *Review of Economic Studies*, vol. 32, pp. 233-240.
50. Cliff, A. and Ord, J. (1973) *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.
51. De la Fuente, A. (1997) 'The empirics of growth and convergence: a selective review', *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 21, no. 1, pp. 23-73.
52. De Long, J.B. (1988) 'Productivity growth, convergence, and welfare: comment', *The American Economic Review*, vol. 78, no. 5, pp. 1138-1154.
53. Diamond, P.A. (1965) 'National debt in a neoclassical growth model', *The American Economic Review*, vol. 55, no. 5, pp. 1126-1150.
54. Dixon, C. (1999) 'The Thai Economy: Uneven Development and Internationalisation'.
55. Doménech, R. (2006) 'Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?', *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, no. 1, pp. 1-36.
56. Drukker, D.M., Egger, P. and Prucha, I.R. (2013) 'On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors', *Econometric Reviews*, vol. 32, no. 5, pp. 686-733.
57. Durlauf, S.N. and Quah, D.T. (1999) *The New Empirics of Economic Growth*, Amsterdam: North-Holland.
58. Elhorst, J.P. (2003) 'Specification and estimation of spatial panel data models', *International regional science review*, vol. 26, no. 3, pp. 244-268.
59. Elhorst, J.P. (2008) 'Serial and spatial error correlation', *Economics Letters*, vol. 100, no. 3, pp. 422-424.
60. Elhorst, J.P. (2010) 'Spatial panel data models.', in Fischer, M.M. and Getis, A. *Handbook of applied spatial analysis*, Springer, Berlin.
61. Elhorst, J.P. (2014) *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer.
62. Evans, P. and Karras, G. (1996) 'Convergence Revisited', *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, pp. 249-265.
63. Evans, P. and Karras, G. (1996) 'Do Economies Converge? Evidence from a

Panel of Us States', *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 384-388.

64. Fagerberg, J. and Verspagen, B. (1996) 'Heading for Divergence? Regional Growth in Europe Reconsidered', *Journal of Common Market Studies*, vol. 34, pp. 431-448.
65. Fingleton, B. (1997) 'Specification and Testing of Markov Chain Models: An Application to Convergence in the European Union', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59, pp. 385-403.
66. Fingleton, B. (1999) 'Estimates of Time to Convergence: An Analysis of Regions of the European Union', *International Regional Science Review*, vol. 22, pp. 5-34.
67. Fingleton, B. and Le Gallo, J. (2007) 'Finite sample properties of estimators of spatial models with autoregressive, or moving average, disturbances and system feedback', *Annales d'Économie et de Statistique*, pp. 39-62.
68. Fingleton, B. and Le Gallo, J. (2008) 'Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: finite sample properties', *Papers in Regional Science*, vol. 87, no. 3, pp. 319-339.
69. Fujita, M. and Tabuchi, T. (1997) 'Regional Growth in Postwar Japan', *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27, pp. 643-670.
70. Getis, A. and Griffith, D.A. (2002) 'Comparative Spatial Filtering in Regression Analysis', *Geographical Analysis*, vol. 34, pp. 130-140.
71. Getis, A. and Ord, J.K. (1992) 'The Analysis of Spatial Association by the Use of Distance Statistics', *Geographical Analysis*, vol. 24, pp. 189-206.
72. Gibbons, S. and Overman, H.G. (2012) ' Mostly pointless spatial econometrics?', *Journal of Regional Science*, vol. 52, no. 2, pp. 172-191.
73. Griffith, D.A. (1998) 'On the quality of likelihood-based estimators in spatial autoregressive models when the data dependence structure is misspecified', *Journal of Statistical Planning and Inference*, vol. 69, no. 1, pp. 153-174.
74. Griffith, D.A. and Lagona, F. (1998) 'On the quality of likelihood-based estimators in spatial autoregressive models when the data dependence structure is misspecified.', *Journal of Statistical Planning and Inference*, vol. 69, no. 1, pp. 153-174.
75. Griffith, R., Redding, S. and Simpson, H. (2002) 'Productivity Convergence and Foreign Ownership at the Establishment Level', *The Institute For Fiscal Studies*.
76. Grossman, G.M. and Helpman, E. (1991) 'Quality ladders in the theory of growth', *The Review of Economic Studies*, vol. 58, no. 1, pp. 43-61.

77. Hồ, Đ.B. (2013) 'Kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nhân tố tổng hợp trong sản xuất nông nghiệp Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và phát triển*, vol. 188.
78. Hoang, T.T., Wiboonchutikula, P. and Tubtimtong, B. (2010) 'Does foreign direct investment promote economic growth in Vietnam?', *ASEAN economic bulletin*, vol. 27, no. 3, pp. 295-311.
79. Hsiao, C. (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
80. Hunneman, A., Bijmolt, T.H.A. and Elhorst, J.P. (2008) 'Store location evaluation based on geographical consumer information', *working paper, University of Groningen.*
81. Islam, N. (1995) 'Growth Empirics: A Panel Data Approach', *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 1127-1170.
82. Ito, T. (2010) 'Nafta and Productivity Convergence between Mexico and the Us', *Cuadernos de Economía*, vol. 47, no. 135, pp. 15-55.
83. Johnson, P. (2000) 'A Nonparametric Analysis of Income Convergence across the Us States', *Economic Letters*, vol. 69, pp. 219-223.
84. Jones, C.I. (1995) 'Time series tests of endogenous growth models', *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 495-525.
85. Kamakshya, T. (2002) 'Regional Convergence and Catch-up in India between 1960 and 1992', *Nuffield College University of Oxford.*
86. Kawagoe, M. (1999) 'Regional Dynamics in Japan: A Reexamination of Barro Regressions', *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 13, pp. 61-72.
87. Kelejian, H.H. and Prucha, I.R. (1998) 'A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances', *Journal Real estate finance economic*, vol. 17, no. 1, pp. 99-121.
88. Kelejian, H.H. and Prucha, I.R. (1999) 'A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model', *International economic review*, vol. 40, no. 2, pp. 509-533.
89. Kelejian, H.H. and Robinson, D.P. (1993) ' A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model', *Papers in regional science*, vol. 72, no. 3, pp. 297-312.
90. Klenow, P. and Rodriguez-Clare, A. (1997) 'The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far?', *NBER Macroeconomics Annual 1997, MIT Press*, vol. 12, pp. 73-114.
91. Koo, J., Kim, Y.Y. and Kim, S. (1998) 'Regional Income Convergence:

Evidence from a Rapidly Growing Economy', *Journal of Economic Development*, vol. 23, pp. 191-203.

92. Koopmans, T. (1965) *On the Concept of Optimal Economic Growth*, Amsterdam: North-Holland.
93. Lee, L.F. (2004) 'Asymptotic Distributions of Quasi□Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models', *Econometrica*, vol. 72, no. 6, pp. 1899-1925.
94. Lee, L.F. and Yu, J. (2010) ' Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects', *Journal of Econometrics*, vol. 154, no. 2, pp. 165-185.
95. Lee, L.F. and Yu, J. (2010) 'Some recent developments in spatial panel data models', *Regional Science and Urban Economics*, vol. 40, no. 5, pp. 255-271.
96. LeSage, J.P. and Pace, R.K. (2009) *Introduction to spatial econometrics*, CRC Press, Taylor & Francis.
97. Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002) 'Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Final-Sample Properties', *Journal of Econometrics*, vol. 108, pp. 1-24.
98. Lin, K.P., Long, Z.H. and Wu, M. (2006) 'A Spatial Investigation of SigmaConvergence in China', *Hi-Stat Discussion Paper Series*.
99. Liu, X. and Lee, L.F. (2013) 'Two-stage least squares estimation of spatial autoregressive models with endogenous regressors and many instruments', *Econometric Reviews*, vol. 32, no. 5, pp. 734-753.
100. López, B., Vayá, E., Mora, A.J. and Surinach, J. (1999) 'Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union', *Annals of Regional Science*, vol. 33, pp. 343-370.
101. Lucas, R.E. (1988) 'On the mechanics of economic development', *Journal of monetary economics*, vol. 22, no. 1, pp. 3-42.
102. Magrini, S. (2004) 'Regional (di) convergence', in *Handbook of Regional and Urban Economics*.
103. Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D.N. (1992) 'A Contribution to the Empirics of Economic Growth', *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, no. 2, pp. 407-437.
104. Martin, P. and Ottaviano, G.I. (1999) 'Growing locations: Industry location in a model of endogenous growth', *European Economic Review*, vol. 43, no. 2, pp. 281-302.
105. Martin, P. and Ottaviano, G.I. (2001) 'Growth and agglomeration', *International*

Economic Review, vol. 42, no. 4, pp. 947-968.

106. Mavroudeas, S..&.S.C. (1997) 'Testing convergence and divergence: The data from Greece', *Journal of Applied Business Research*, vol. 14, no. 1, p. 149.
107. Mavroudeas, S. and Siriopoulos, C. (1998) 'Testing Convergence and Divergence: The Data from Greece', *Journal of Applied Business Research*, vol. 14, no. 1.
108. Minh, N.K., Hoang, N.B. and Hau, N.T. (2014) 'Effects of Fdi on Efficiency Convergence in Manufacturing of Machinery Industry', *Journal of Economics and Development Studies*, vol. 2, pp. 79-92.
109. Minh, N.K., Hung, N.V., Hoa, H.Q. and Khanh, P.V. (2015) 'Fdi and Efficiency Convergence, the Case of Vietnamese Manufacturing Industry', *British Journal of Economics, Management & Trade*.
110. Minh, N.K., Hung, N.V., Khanh, P.V. and Hoa, H.Q. (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.
111. Minh, N.K. and Khanh, P.V. (2013) 'Forecasting the Convergence State of Per Capital Income in Vietnam', *American Journal of Operations Research*, vol. 3, pp. 487-496.
112. Minh, N.K. and Khanh, P.V. (2014) 'Expanded Barro Regression in Studying Convergence Problem', *American Journal of Operations Research*, vol. 4, pp. 301-310.
113. Nahar, S. and Inder, B. (2002) 'Testing Convergence in Economic Growth for Oecd Countries', *Applied Economics*, vol. 34, pp. 2011-2022.
114. Newman, C., Rand, J..T.T. and & Tarp, F. (2015) 'Technology transfers, foreign investment and productivity spillovers', *European Economic Review*, vol. 76, pp. 168-187.
115. Nguyen, L. (2008) 'Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from Vietnamese Firm Data', *School of Commerce, University of South Australia.*
116. Nguyễn, K.M. (2015) *Hội tụ năng suất, hiệu quả và hội tụ thu nhập theo vùng*, Nhà xuất bản Khoa học và kỹ thuật.
117. Nguyen, A.N. and Nguyen, T. (2008) 'Foreign direct investment in Vietnam: Is there any evidence of technological spillover effects', *Development and Policies Research Center*.
118. Nguyễn, V.C. and Nguyễn, V.H. (2014) 'Kiểm định giả thuyết hội tụ có điều kiện ở cấp tỉnh tại Việt Nam giai đoạn 2000-2012', *Tạp chí Kinh tế và phát triển*, vol. 204, pp. 36-41.

119. Nguyen, T.T.A., Vu, H., Tran, T. and Nguyen, H. (2005) 'The Impacts of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Viet Nam', *Hanoi: Science and Techniques Publishing House*.
120. Nickell, S. (1981) 'Biases in Dynamic Models with Fixed Effects', *Econometrica*, vol. 49, pp. 1417-1426.
121. Nishimura, K.G., Nakajima, T. and Kiyota, K. (2005a) 'Productivity convergence at the firm level', *Available at SSRN 721423*.
122. O'Connell, P. (1998) 'The Overvaluation of Purchasing Power Parity', *Journal of International Economics*, vol. 44, pp. 1-19.
123. Østbye, S. and Westerlund, O. (2004) 'Productivity convergence across industries and regions in Norway and Sweden', *Umeå University, Department of Economics*, vol. 632.
124. Pace, R.K.B.R. (1997) 'Sparse spatial autoregressions', *Statistics & Probability Letters*, vol. 33, no. 3, pp. 291-297.
125. Pace, R.K. and Barry, R. (1997) 'Quick computation of spatial autoregressive estimators', *Geographical analysis*, vol. 29, no. 3, pp. 232-246.
126. Paci, R. and Pigliaru, F. (1995) 'Differenziali Di Crescita Tra Le Regioni Italiane: Un'analisi Cross-Section', *Rivista di Politica Economica*, vol. 85, pp. 3-34.
127. Pascual, A.G. and Westermann, F. (2002) 'Productivity Convergence in European Manufacturing', *Review of International Economics*, pp. 313-323.
128. Pekkala, S. (1999) 'Regional Convergence across the Finnish Provinces and Subregions, 1960–94', *Finnish Economic Papers*, vol. 12.
129. Prescott, E.C. (1998) 'Lawrence R. Klein lecture 1997: Needed: A theory of total factor productivity', *International economic review*, pp. 525-551.
130. Quah, T.D. (1993) 'Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth', *European Economic Review*, vol. 37, pp. 426-434.
131. Quah, T.D. (1996) 'Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility', *Journal of Economic Growth*, vol. 1, pp. 95-124.
132. Quah, T.D. (1996a) 'Empirics for Economic Growth and Convergence', *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1353-1375.
133. Quah, T.D. (1996b) 'Ideas Determining Convergence Clubs', *LSE Economics Department Working Paper*.
134. Quah, T.D. (1997) 'Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs', *Journal of Economic Growth*, vol. 2, pp. 27-59.
135. Quah, T.D. (1997) 'Regional Cohesion from Local Isolated Actions: Historical Outcomes', *Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science*.

136. Ralhan, M. and Dayanandan, A. (2005) 'Convergence of income among provinces in Canada–an application of GMM estimation', *University of Victoria-Econometrics Working Paper*.
137. Ramsey, F. (1928) 'A Mathematical Theory of Saving', *Economic Journal*, vol. 38, pp. 543-559.
138. Rey, S.J. (2001) 'Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence', *Geographical Analysis*, vol. 33, no. 3, pp. 194-214.
139. Rey, S.J. and Montuori, B.D. (1999) 'Us Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective', *Regional Studies*, vol. 33, pp. 143-156.
140. Rey, S.J. and Mountouri, B. (1999) 'Us Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective', *Regional Studies*, vol. 33, no. 2, pp. 143-156.
141. Romer, P.M. (1986) 'Increasing returns and long-run growth', *The journal of political economy*, pp. 1002-1037.
142. Romer, P.M. (1990) 'Endogenous Technological Change', *The Journal of Political Economy*, vol. 98, no. 5, pp. 71-102.
143. Romer, P. (1993) 'Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development', *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, pp. 543-573.
144. Romer, P. (1994) 'The Origins of Endogenous Growth', *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, pp. 3-22.
145. Rosés, J. and Sanchez-Alonso, B. (2004) 'Regional Wage Convergence in Spain 1850-1930', *Explorations in Economic History*, vol. 41, no. 4, pp. 404-425.
146. Sala-i-Martin, X. (1996) 'Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence', *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1325-1352.
147. Serletis, A. and Afxentiou, P.C. (1997) 'Testing for Government Spending Convergence Across Canadian Provinces', *Papers 9709, Calgary - Department of Economics.*
148. Solow, R.M. (1956) 'A Contribution to the Theory of Economic Growth', *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, pp. 65-94.
149. Swan, T.W. (1956) 'Economic Growth and Capital Accumulation', *Economic Record*, vol. 32, pp. 334-361.
150. Togo, K. (2000) 'Economic Growth and Regional Inequality', *Keizai Bunseki [Economic Analysis]*, vol. 160, pp. 92-119.
151. Tsionas, E. (2001) 'Regional Convergence and Common, Stochastic Long-Run Trends: A Re-Examination of the Us Regional Data', *Regional Studies*, vol. 35, no. 8, pp. 689-696.
152. Wei, Y.D. (2013) 'Regional development in China: states, globalization and inequality', *Routledge*.