

MỤC LỤC

Chuyên mục: THÔNG TIN & TRAO ĐỔI

Nguyễn Mạnh Chung - Quan điểm của Đảng về phát triển kinh tế biển trong thời kỳ đổi mới.....2

Trịnh Hữu Hùng, Dương Thanh Tinh - Chi sự nghiệp môi trường tại tỉnh Bắc Ninh8

Chuyên mục: KINH TẾ & QUẢN LÝ

Bùi Thị Tuyết Nhung, Nông Thị Minh Ngọc - Các yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của người dân đối với dịch vụ hành chính công cấp huyện - Mô hình nghiên cứu cụ thể tại huyện Tam Nông, tỉnh Phú Thọ 15

Nguyễn Thị Gấm, Tạ Thị Thanh Huyền, Lương Thị A Lúa, Lê Thu Hà - Vai trò của phụ nữ dân tộc Tày ở huyện Na Rì, tỉnh Bắc Kạn trong các quyết định của hộ.....20

Nguyễn Bích Hồng, Phạm Thị Hồng - Hiệu quả kinh tế của sản xuất hồng không hạt theo tiêu chuẩn VietGap tại huyện Ba Bể, tỉnh Bắc Kạn26

Phạm Thị Mai Hương, Nguyễn Thành Vũ - Ảnh hưởng của đặc điểm hộ đến chuyển dịch lao động nông thôn: Nghiên cứu điển hình tại huyện Đại Từ, tỉnh Thái Nguyên35

Nguyễn Ngọc Hoa, Lê Thị Thu Huyền - Ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới bất bình đẳng thu nhập Nông thôn - Thành thị tại Việt Nam42

Chuyên mục: QUẢN TRỊ KINH DOANH & MARKETING

Đoàn Mạnh Hồng, Phạm Thị Ngà - Nghiên cứu sự hài lòng của sinh viên Đại học Thái Nguyên về dịch vụ hỗ trợ48

Đàm Thanh Thủy, Mai Thanh Giang - Thực trạng lao động tại các doanh nghiệp FDI trên địa bàn tỉnh Thái Nguyên54

Mohammad Heydari, Zheng Yuxi, Kin Keung Lai, Zhou Xiaohu - Đánh giá những nhân tố ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo và sự hài lòng trong công việc dựa trên phân tích nhân tố.....62

Chuyên mục: TÀI CHÍNH - NGÂN HÀNG

Nguyễn Thị Kim Nhung, Nguyễn Thanh Minh, Hoàng Văn Dư - Phát triển dịch vụ ngân hàng hiện đại tại Ngân hàng Thương mại Cổ phần Đầu tư và Phát triển Việt Nam - Chi nhánh Thái Nguyên.....81

Chu Thị Kim Ngân, Nguyễn Thị Ngọc Uyên - Phát triển dịch vụ ngân hàng điện tử tại các chi nhánh Ngân hàng Thương mại Cổ phần Đầu tư và Phát triển Việt Nam, tỉnh Bắc Ninh.....88

Bùi Thị Ngân, Nguyễn Thị Linh Trang - Ứng dụng lý thuyết M&M trong quyết định cơ cấu vốn tại Công ty Cổ phần Than Vàng Danh - Vinacomin.....95

ẢNH HƯỞNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TỚI BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP NÔNG THÔN - THÀNH THỊ TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Ngọc Hoa¹, Lê Thị Thu Huyền²

Tóm tắt

Nghiên cứu sử dụng bộ số liệu từ kết quả khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam 2002 – 2014 (VHLSS) do Tổng cục Thống kê điều tra và công bố. Áp dụng phân tích hồi quy với dữ liệu bảng từ các biến số: Bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị, đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, ngân sách nhà nước, tỷ lệ đô thị hóa, ... cấp tỉnh giai đoạn này. Kết quả nghiên cứu cho thấy có rất nhiều yếu tố tác động đến bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị, trong đó đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) tác động ngược chiều đến bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị.

Từ khóa: Bất bình đẳng thu nhập, nông thôn – thành thị, FDI, VHLSS.

EFFECTS OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT ON INCOME INEQUALITY BETWEEN RURAL AND URBAN AREAS IN VIET NAM

Abstracts

The study used a set of data from the Vietnam Household Living Standards Survey 2002 - 2014 (VHLSS) investigated and published by the General Statistics Office. We applied regression analysis with variables like rural-urban income inequality, foreign direct investment, trade openness, state budget, urbanization rate, etc. at provincial level during this period. The results show that there are many factors affecting rural-urban income inequality, in which foreign direct investment (FDI) negatively impacts rural-urban income inequality.

Keywords: Income inequality, rural areas - urban, FDI, VHLSS.

JEL classification: O18; P25

1. Đặt vấn đề

Hoạt động đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vào Việt Nam bắt đầu từ những năm 1980, thông qua các liên doanh khai thác, thăm dò dầu khí, trồng cao su... Ngày 29 tháng 12 năm 1987, Luật Đầu tư trực tiếp nước ngoài đầu tiên được Quốc hội Việt Nam thông qua. Tháng 1 năm 2007, sau khi Việt Nam gia nhập Tổ chức Thương mại thế giới (WTO), hoạt động đầu tư trực tiếp nước ngoài tăng lên nhanh chóng, đóng góp gần 20% GDP và chiếm tỷ trọng khoảng 23,7% tổng số vốn đầu tư toàn xã hội của Việt Nam [3].

Đầu tư trực tiếp nước ngoài có vai trò đặc biệt quan trọng đối với nền kinh tế như góp phần chuyển giao công nghệ, mở rộng hợp tác đầu tư, thúc đẩy hội nhập kinh tế quốc tế, ... FDI còn có thể tác động đến bất bình đẳng xã hội [5]. Tình trạng bất bình đẳng thu nhập ngày càng gia tăng trong hơn hai thập kỷ đổi mới và hội nhập quốc tế do nguồn vốn FDI tập trung nhiều vào các vùng kinh tế trọng điểm. Việc chuyển đổi sử dụng đất cho các dự án đầu tư nước ngoài cũng khiến cho hàng vạn lao động nông nghiệp nông thôn bị ảnh hưởng trực tiếp do sản xuất bị mất đất... Số liệu thống kê cho thấy, tình trạng bất bình đẳng thu nhập ngày càng gia tăng trong hơn hai thập kỷ Đổi mới và hội nhập quốc tế. Theo công bố của Tổng cục Thống kê, hệ số GINI tăng từ 0,329

(năm 1993), 0,35 (năm 1998) và lên tới 0,436 (năm 2016) [1]. Sự gia tăng bất bình đẳng này chủ yếu gây ra bởi sự chênh lệch về tiếp cận, chất lượng các dịch vụ công bao gồm giáo dục, y tế, các dịch vụ tài chính giữa người giàu và người nghèo và thị trường lao động không hoàn hảo. Các nước dành phần lớn ngân sách và tập trung nguồn lực đầu tư (hạ tầng, các chính sách ưu đãi và nguồn nhân lực) vào những tỉnh/ thành phố và những ngành mang lại hiệu quả cao nhất (lợi ích mang lại cao nhất từ một đồng vốn đầu tư). Kết quả là đầu tư của Chính phủ mang lại tăng trưởng kinh tế cao nhưng không đồng đều giữa các vùng, ngành và nhóm dân cư. Theo kết quả điều tra mức sống hộ gia đình của Tổng cục Thống kê, mức chênh lệch thu nhập tương đối giữa khu vực thành thị và nông thôn có xu hướng giảm (năm 2002 khoảng cách là 2,26 lần; năm 2016 khoảng cách là 1,79 lần). Nhưng mức chênh lệch tuyệt đối giữa 2 khu vực này lại đang có xu hướng tăng lên (năm 2002 là 347 nghìn đồng; đến năm 2016 là 1.931 nghìn đồng). Như vậy, chênh lệch thu nhập giữa nông thôn và thành thị là có thể là nguyên nhân dẫn đến sự gia tăng bất bình đẳng ở Việt Nam trong những năm qua. Xuất phát từ thực trạng trên, nghiên cứu tập trung làm rõ ảnh hưởng của FDI đến bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị tại Việt Nam.

2. Tổng quan tài liệu nghiên cứu.

Furong Jin (2009) với nghiên cứu “*FDI và bất bình đẳng thu nhập ở Trung Quốc*” sử dụng hai tiêu chuẩn: Đánh giá bất bình đẳng trong cộng đồng thành thị và khoảng cách thu nhập thành thị nông thôn. Dữ liệu bao gồm 25 tỉnh thành của Trung Quốc trong giai đoạn từ 1999 đến 2006. Sử dụng mô hình REM, FEM và GMM với biến phụ thuộc là hệ số bất bình đẳng thu nhập (GINI), biến độc lập là khoảng cách thu nhập nông thôn – thành thị (tỷ lệ thu nhập bình quân đầu người khu vực thành thị so với nông thôn), tốc độ tăng trưởng GDP, FDI (tỷ lệ GDP trên FDI), biến giả (tính giáp biển và không giáp biển), tỷ lệ lạm phát (do bảng CPI), xuất khẩu (tỷ lệ xuất khẩu trên GDP), chi tiêu công (tỷ lệ chi tiêu công trên GDP), tỷ lệ đô thị hóa (tỷ lệ dân số phi nông nghiệp trên tổng số dân),... Nghiên cứu này rút ra: Các yếu tố liên quan đến sự tăng trưởng kinh tế như FDI, giáo dục, tư nhân hóa, đô thị hóa, cũng như tăng trưởng kinh tế có sự đóng góp tích cực trong gia tăng bất bình đẳng thu nhập ở Trung Quốc; Không có bằng chứng cho thấy FDI làm mở rộng khoảng cách thu nhập giữa thành thị và nông thôn; Nỗ lực xuất khẩu không tác động đáng kể đến bất bình đẳng thu nhập hoặc khoảng cách thu nhập giữa thành thị và nông thôn.

Nguyễn Thị Thanh Huyền (2012) với nghiên cứu “*Tác động của hộ nhập quốc tế lên bất bình đẳng thu nhập nông thôn - thành thị tại Việt Nam*” đã phân tích mức độ, xu hướng và nguyên nhân gây ra bất bình đẳng thu nhập nông thôn - thành thị tại Việt Nam trong những năm qua, đặc biệt trong quá trình hội nhập kinh tế quốc tế. Tác giả đã sử dụng dữ liệu bảng của 63 tỉnh thành trong cả nước từ năm 2002 đến năm 2010, với mô hình REM và FEM có biến phụ thuộc là hệ số phản ánh bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị (TheilT), biến độc lập là xuất khẩu (tỷ lệ xuất khẩu trên GDP), nhập khẩu (tỷ lệ nhập khẩu trên GDP), GDP bình quân đầu người (Logarit GDP bình quân đầu người), FDI (FDI trên GDP), trình độ giáo dục của chủ hộ (phần trăm chủ hộ không đi học và có bằng tốt nghiệp PTTH trở lên của thành thị so với nông thôn), GDP (Logarit GDP),... Nghiên cứu chỉ ra rằng mức chênh lệch thu nhập nông thôn - thành thị tồn tại ở mọi tiêu thức như vùng, học vấn, nghề nghiệp, dân tộc... tuy nhiên với các mức độ khác nhau và dường như đang giảm dần từ khi Việt Nam chính thức trở thành thành viên của tổ chức thương mại thế giới WTO. Trong đó FDI

tác động cùng chiều đến bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị.

Nguyễn Thị Huệ với nghiên cứu “*Các nhân tố ảnh hưởng đến chênh lệch giàu nghèo ở Việt Nam*” (năm 2016) sử dụng dữ liệu bảng của 63 tỉnh thành trong cả nước thời kỳ 2002 - 2012. Với mô hình REM và FEM có biến phụ thuộc là hệ số bất bình đẳng thu nhập (GINI), biến độc lập là GDP bình quân đầu người (Logarit GDP bình quân đầu người), dân tộc thiểu số (tỷ lệ dân số từ 15 tuổi trở lên là dân tộc thiểu số), dân số thành thị (tỷ lệ dân số thành thị trên tổng số dân), cơ cấu dân số theo độ tuổi (tỷ lệ dân số dưới 15 tuổi, tỷ lệ dân số trên 65 tuổi), cơ cấu lao động chia theo các khu vực kinh tế (tỷ lệ lao động trong khu vực công nghiệp xây dựng, tỷ lệ lao động trong khu vực dịch vụ),... Nghiên cứu chỉ rằng các yếu tố GDP bình quân đầu người, tỷ lệ dân số từ 15 tuổi trở lên là dân tộc thiểu số, tỷ lệ dân số thành thị, cơ cấu dân số theo tuổi lao động, cơ cấu lao động chia theo các khu vực kinh tế,... đều có ảnh hưởng đến chênh lệch giàu nghèo ở Việt Nam. Trong đó tỷ lệ vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài so với GDP có tác động ngược chiều đến chênh lệch giàu nghèo.

Dương Quỳnh Nga với nghiên cứu “*Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến bất bình đẳng thu nhập*” (năm 2017) đã sử dụng dữ liệu bảng của 6 vùng kinh tế trọng điểm trong giai đoạn 2007 - 2015 và phương pháp nghiên cứu định lượng để xác định mức độ tác động của FDI đến bất bình đẳng thu nhập. Sử dụng mô hình REM, FEM, GMM với biến phụ thuộc là hệ số bất bình đẳng thu nhập (GINI) và các biến độc lập là FDI (Tỷ lệ vốn FDI trên GDP), độ mở thương mại (tỷ lệ giữa tổng giá trị xuất khẩu và nhập khẩu), tỷ lệ lạm phát (được tính bằng chỉ số giá tiêu dùng); biến giả vùng miền (đại diện cho các vùng miền của Việt Nam). Kết quả cho thấy FDI tác động cùng chiều đến bất bình đẳng thu nhập ở các tỉnh thành của Việt Nam.

Tóm lại, các nghiên cứu ở trên đưa ra các kết quả trái ngược nhau, đồng thời chưa tính đến tính nội sinh của biến FDI. Nghiên cứu của Nguyễn Thị Thanh Huyền và Nguyễn Thị Huệ chỉ sử dụng mô hình REM và FEM nhưng chưa xem xét đến tính nội sinh hay ngoại sinh của biến độc lập. Nghiên cứu của Dương Quỳnh Nga sử dụng mô hình REM, FEM, GMM nhưng mới chỉ hồi quy ở số liệu bảng với 6 vùng kinh tế. Do vậy trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sẽ sử dụng số liệu bảng với 63 tỉnh thành, xem xét tính nội sinh hay ngoại sinh của biến độc lập sau đó lựa chọn mô hình REM, FEM hoặc GMM cho phù hợp.

3. Phương pháp phân tích

3.1. Nguồn số liệu sử dụng

Đề nghiên cứu ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới bất bình đẳng thu nhập, nhóm tác giả sử thu thập số liệu các biến của 63 tỉnh/thành phố trên cả nước trong 7 năm chẵn (từ 2002 đến 2014). Tổng cộng có $63 \times 7 = 441$ quan sát. Dữ liệu này là dữ liệu bảng cân bằng (do có số đơn vị chéo - tỉnh có cùng số quan sát với thời gian).

Sử dụng số liệu mảng giúp:

- Nâng cao được số quan sát của mẫu và khắc phục được hiện tượng đa cộng tuyến, chứa đựng nhiều thông tin hơn các dữ liệu khác.

- Xử lý được những vấn đề về sự không thuần nhất (hay sự khác biệt) trong bộ số liệu giữa các đơn vị nghiên cứu.

Số liệu được sử dụng trong nghiên cứu là nguồn số liệu thứ cấp được thu thập từ kết quả

điều tra khảo sát của Tổng cục thống kê Việt Nam và Cục thống kê các tỉnh. Bao gồm:

- Khảo sát mức sống dân cư của các tỉnh thành trong các năm 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014 của Tổng cục Thống kê.

- Niên giám thống kê của các tỉnh thành năm 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014 của 63 tỉnh thành.

3.2. Mô hình phân tích

Xuất phát từ mô hình ở các nghiên cứu trong phần tổng quan, để nghiên cứu ảnh hưởng của bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị, nhóm tác giả sử dụng mô hình sau:

$$Theilt_{it} = \beta_0 + \beta_1.Trade_{it} + \beta_2.LnGDBQ_{it} + \beta_3.FDI_{it} + \beta_4.CPI_{it} + \beta_5.NSNN_{it} + \beta_6.Ur_{it} + \beta_7.Lntb_{it} + v_{it}$$

Bảng 1: Chú thích các biến sử dụng trong mô hình

Tên biến	Nội dung biến – mô tả biến
Theilt _{it}	Chỉ số TheilT đo lường bất bình đẳng giữa nông thôn và thành thị tại tỉnh i năm thứ t
Trade _{it}	Tỷ lệ xuất khẩu trên GDP theo giá cố định năm 1994 tại tỉnh i năm thứ t
LnGDBQ _{it}	Logarit cơ số e GDP bình quân đầu người của tỉnh i năm thứ t theo giá cố định năm 1994
FDI _{it}	Tỷ lệ FDI trên GDP theo giá cố định năm 1994 tại tỉnh i năm thứ t
CPI	Chỉ số giá của tỉnh i năm thứ t
NSNN _{it}	Tỷ lệ thu ngân sách nhà nước trên GDP theo giá cố định năm 1994 của tỉnh i năm thứ t
Ur _{it}	Tỷ lệ dân số phi nông nghiệp trên tổng số dân của tỉnh i năm thứ t
Lntb _{it}	Logarit cơ số e số thuê bao điện thoại của tỉnh i năm thứ t theo giá cố định năm 1994

Các loại mô hình được sử dụng rộng rãi trong phân tích số liệu mảng là tác động cố định (FEM), tác động ngẫu nhiên (REM) và GMM. GMM được Lars Peter Hansen trình bày lần đầu tiên vào năm 1982. Một cách tổng quan, GMM là phương pháp tổng quát của rất nhiều phương pháp ước lượng phổ biến như OLS, GLS, MLE,... Ngay cả trong điều kiện giả thiết nội sinh bị vi phạm, phương pháp GMM cho ra các hệ số ước lượng vững, không chệch, phân phối chuẩn và hiệu quả [4].

Nghiên cứu sẽ thực hiện ước lượng mô hình và kiểm định theo các bước sau:

Bước 1: Nghiên cứu tập trung chính vào phân tích ảnh hưởng của FDI đến bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị, do vậy việc kiểm định FDI là biến nội sinh hay ngoại sinh rất quan trọng. Ngoài ra, cần cứ vào các nghiên cứu thực

nghiệm trước đó, các biến độc lập khác được sử dụng trong nghiên cứu là biến ngoại sinh.

Bước 2 : Lựa chọn mô hình

- Nếu FDI không phải là biến nội sinh, thì ước lượng mô hình REM và mô hình FEM sau đó sử dụng kiểm định Hausman để xem lựa chọn mô hình nào cho phù hợp. Kiểm định khuyết tật ứng với mô hình FEM hoặc REM được lựa chọn.

- Nếu FDI là biến nội sinh, tiến hành ước lượng mô hình GMM.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Căn cứ vào các biến số được lựa chọn trong mô hình (ở mục 2), sử dụng bộ số liệu điều tra mức sống dân cư (VHLSS) của Tổng cục Thống kê từ năm 2002 - 2014, nghiên cứu tính được các thống kê mô tả của các biến số như sau:

Bảng 2: Thống kê mô tả của các biến số sử dụng trong mô hình

STT	Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
1	Theilt	438	0,2652796	0,614903	0,130991	0,671821
2	Trade	440	107,4091	303,6765	0,0022	2591,972
3	LnGDPBQ	438	7,984266	2,935624	1,9252	12,7841
4	FDI	441	9,304866	24,77541	0	231,2392
5	CPI	441	109,7127	5,9873	102,8105	127,4811
6	NSNN	441	12,40742	16,71375	0,3406	123,4132
7	Ur	441	24,86745	16,34886	6,05301	82,27800
8	Lntb	441	4,761102	0,9579	1,4182	8,1724

Căn cứ vào bảng trên hệ số Theilt có giá trị trung bình là 0,2652796, độ lệch chuẩn là 0,614903, cho thấy hệ số này có sự biến động và đa dạng trong các quan sát. Biến FDI (GTTB là 9,304866 với độ lệch chuẩn là 24,77541) và Trade (GTTB là 107,4091 và độ lệch chuẩn

Nguồn: Tổng hợp từ bộ dữ liệu VHLSS của Tổng cục thống kê
303,6765) nói lên sự biến động lớn về tỷ lệ FDI/GDP cũng như độ mở thương mại các tỉnh thành trong cả nước.

Nghiên cứu ước lượng được mô hình hồi quy như sau:

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy

Biến số	Mô hình REM		Mô hình FEM		Mô hình GMM	
	Coef	p > t	Coef	p > t	Coef	p > t
Trade	-9,59e-6	0,505	-0,0000273	0,133	0,0001241**	0,007
LnGDPBQ	-0,0007558	0,706	0,0063856	0,641	0,0004036	0,763
FDI	-9,33e-6	0,952	-0,0000272	0,877	-0,042854**	0,018
CPI	0,0003629	0,368	0,0004226	0,334	0,0004603	0,444
NSNN	-0,0002192	0,498	-0,0001346	0,824	0,003212*	0,054
Ur	0,0000967	0,763	0,0005507	0,333	-0,0005534**	0,007
Lntb	0,0074609	0,058	0,0051289	0,395	0,0141703**	0,003
_cons	0,2026198	0,000	0,1346904	0,203	0,1440011	0,035

Ghi chú: 1% là ***, 5% là **, 10% là ***

Nguồn: Ước lượng của tác giả từ bộ số liệu VHLSS từ năm 2002 - 2014 và TCTK

Kết quả kiểm định biến nội sinh cho thấy FDI là biến nội sinh nên việc sử dụng mô hình REM và FEM là không phù hợp [7]. Do vậy, nghiên cứu chỉ tập trung phân tích kết quả hồi quy từ mô hình GMM.

Kết quả hồi quy GMM cho thấy các biến Trade, FDI, NSNN, Ur, Lntb có tác động đến biến phụ thuộc Theilt

Thứ nhất, biến độ mở thương mại (Trade): Có ý nghĩa ở mức 5%. Hệ số coef = 0,0001241 cho biết khi tỷ lệ xuất khẩu trên GDP tăng lên 1% thì Theilt tăng lên 0,0001241 lần. Dấu của hệ số này cho biết khi xuất khẩu tăng thì bất bình đẳng thu nhập nông thôn – thành thị cũng tăng.

Thứ hai, biến tỷ lệ đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP (FDI): Có ý nghĩa ở mức 5%. Hệ số coef = -0,042851 cho biết khi Tỷ lệ FDI trên GDP tăng lên 1% thì Theilt giảm đi 0,042854 lần. Dấu của hệ số cho biết FDI càng tăng thì bất bình

đẳng thu nhập nông thôn thành thị càng giảm. Điều này có thể lý giải bởi khi có nhiều công ty nước ngoài vào đầu tư trong nước, sẽ tạo ra nhiều cơ hội việc làm cho người lao động, góp phần làm tăng thu nhập của các hộ gia đình, dẫn đến bất bình đẳng thu nhập giảm. Thực tế ở Việt Nam, FDI tập trung chủ yếu ở ngành công nghiệp và khu vực thành thị. Khi FDI tăng thì đóng góp của khu vực công nghiệp trong GDP và Tỷ lệ dân số thành thị cũng tăng, điều này góp phần làm giảm bất bình đẳng về thu nhập.

Thứ ba, biến tỷ lệ thu ngân sách nhà nước trên GDP (NSNN): Có ý nghĩa ở mức 10%. Hệ số coef = 0,003212 cho biết khi tỷ lệ thu ngân sách trên GDP tăng lên 1% thì theilt tăng lên 0,003212 lần. Dấu của hệ số này cho thấy ngân sách nhà nước tác động cùng chiều với bất bình đẳng thu nhập nông thôn - thành thị.

Thứ tư, biến tỷ lệ dân số thành thị (Ur): Có

- [11]. Tổng cục Thống kê. (2010). *Điều tra mức sống hộ gia đình năm 2008*. Hà Nội: Nhà xuất bản Thống kê.
- [12]. Tổng cục Thống kê. (2012). *Điều tra mức sống hộ gia đình năm 2010*. Hà Nội: Nhà xuất bản Thống kê.
- [13]. Tổng cục Thống kê. (2014). *Điều tra mức sống hộ gia đình năm 2012*. Hà Nội: Nhà xuất bản Thống kê.
- [14]. Tổng cục Thống kê. (2016). *Điều tra mức sống hộ gia đình năm 2014*. Hà Nội: Nhà xuất bản Thống kê.
- [15]. Tổng cục Thống kê. (2017). *Niên giám thống kê năm 2016*. Hà Nội: Nhà xuất bản Thống kê.

Thông tin tác giả:

1. Nguyễn Ngọc Hoa

- Đơn vị công tác: Khoa Kinh tế - Trường ĐH Kinh tế & QTKD
- Địa chỉ email: nguyenngochoa@tueba.edu.vn

2. Lê Thị Thu Huyền

- Đơn vị công tác: Trường ĐH Kinh tế & QTKD

Ngày nhận bài: 8/2/2019

Ngày nhận bản sửa: 19/3/2019

Ngày duyệt đăng: 29/3/2019

sát được chọn là biến có hệ số tải nhân tố 0,5 (Hair & các tác giả, 1998), hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) là chỉ số dùng để xem xét sự thích hợp của hệ số EFA, $0,5 \leq KMO \leq 1$ thì phân tích nhân tố là thích hợp.

Để giúp cho việc đánh giá và phân tích hợp lý, tác giả sử dụng giá trị khoảng cách trong thang đo Likert 5 mức (từ 1 đến 5), với 1 là Rất không hài lòng và 5 là Rất hài lòng, với:

Giá trị khoảng cách = (Maximum – Minimum)/n

Trong đó: n là khoảng thang đo likert

Chỉ số hài lòng được sử dụng để đánh giá sự hài lòng của sinh viên đối với các thành phần dịch vụ hỗ trợ, với:

$HLI = \text{Số người hài lòng} / \text{Tổng số người trả lời}$

Ý nghĩa các mức trong hai chỉ số đo lường, như sau:

Bảng 1: Chỉ số đo lường mức độ hài lòng

Giá trị khoảng cách (Likert: 1 ÷ 5)	Đánh giá	Chỉ số hài lòng (HLI: 0 ÷ 1)
1,00 – 1,80	Rất không hài lòng	0,200 – 0,360
1,81 – 2,60	Không hài lòng	0,361 – 0,520
2,61 – 3,40	Bình thường/Phân vân / Hài lòng một phần	0,521 – 0,680
3,41 – 4,20	Hài lòng	0,680 – 0,840
4,21 – 5,00	Rất hài lòng	0,841 – 1,0

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả phân tích hệ số Cronbach's Alpha

Phân tích hệ số Cronbach's Alpha dùng để xác định độ tin cậy của thang đo trong phiếu khảo sát, thang đo được chấp nhận khi hệ số Cronbach's Alpha lớn hơn 0,6.

Hệ số tương quan biến tổng thể là hệ số tương quan của một biến với điểm trung bình của các biến khác trong cùng một thang đo, hệ số tương quan biến tổng thể lớn hơn 0,3 được chấp

nhận và ngược lại hệ số tương quan biến tổng nhỏ hơn 0,3 sẽ được loại bỏ khỏi thang đo.

Kết quả phân tích hệ số Cronbach's Alpha với 06 thành phần: *Cơ sở vật chất; Hệ thống quy định, quy trình dịch vụ; Đội ngũ nhân viên; Đội ngũ giảng viên; Hoạt động ngoại khóa; Hài lòng* có giá trị báo cáo lớn hơn 0,6, các thành phần được xác định đảm bảo độ tin cậy và có ý nghĩa thống kê, các tiêu chí đo lường chất lượng dịch vụ được sử dụng cho phân tích khám phá nhân tố EFA.

Bảng 2: Hệ số Cronbach's Alpha

TT	Chỉ tiêu	Cronbach's Alpha
1	Cơ sở vật chất	0,823
2	Hệ thống quy định, quy trình dịch vụ	0,872
3	Đội ngũ nhân viên	0,831
4	Đội ngũ giảng viên	0,872
5	Hoạt động ngoại khóa	0,852
6	Hài lòng	0,750

Kết quả phân tích hệ số Cronbach's Alpha đối với 06 thành phần đo lường mức độ hài lòng của sinh viên về hoạt động phục vụ đào tạo của các cơ sở giáo dục đạt giá trị lớn hơn 0,6, thang đo đảm bảo độ tin cậy để sử dụng trong các phân tích tiếp sau.

Kết quả phân tích hệ số tương quan tổng thể của các yếu tố trong từng thành phần ảnh hưởng tới mức độ hài lòng của sinh viên đang theo học tại DHTN đều đạt giá trị lớn hơn 0,3, hệ số tương quan biến tổng được chấp nhận, đảm bảo độ tin cậy và có ý nghĩa trong thống kê.

Phân tích hệ số Cronbach's Alpha, hệ số tương quan biến tổng của các yếu tố trong 06 thành phần đo lường chất lượng dịch vụ đảm bảo độ tin cậy và được sử dụng trong phân tích khám phá nhân tố EFA.

4.2. Kết quả phân tích khám phá nhân tố EFA

Kết quả phân tích hệ số Cronbach's Alpha đã khẳng định 40 biến quan sát thuộc 05 thành phần ảnh hưởng tới sự hài lòng của sinh viên về hoạt động hỗ trợ đảm bảo độ tin cậy và được sử dụng để phân tích khám phá nhân tố EFA. Phương pháp phân tích EFA dùng để kiểm định thang đo trong báo cáo, với: Giá trị KMO lớn hơn 0,5; Chỉ số giá