
TÁC ĐỘNG CỦA BẤT BÌNH ĐẲNG GIỚI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ TẠI VIỆT NAM: TIẾP CẬN PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY KHÔNG GIAN

Trần Thị Kim Oanh

Trường Đại học Tài Chính – Marketing

Email: kimoanh@ufm.edu.vn

Nguyễn Phạm Hồng Nhi

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: hongnhi141201@gmail.com

Phạm Nguyễn Kiều Giang

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: gpham1108@gmail.com

Nguyễn Đình Trúc Lâm

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: hometim43@gmail.com

Trần Kim Thảo

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: trankimthao2702@gmail.com

Trương Gia Hào

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: ghaotruong@gmail.com

Mã bài báo: JED-1290

Ngày nhận: 11/06/2023

Ngày nhận bản sửa: 25/06/2023

Ngày duyệt đăng: 05/07/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1290

Tóm tắt:

Tiếp cận bằng phương pháp hồi quy không gian, nghiên cứu đã phân tích tác động của bất bình đẳng đến tăng trưởng kinh tế tại 63 tỉnh/thành Việt Nam trong giai đoạn 2008– 2021. Kết quả nghiên cứu cho thấy bất bình đẳng đã đem lại những tác động tích cực và tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành tại Việt Nam. Theo đó, kết quả hồi quy cho thấy, quy mô đầu tư tư nhân, độ mở của nền kinh tế, chi tiêu công cho giáo dục bình quân đầu người và tỷ lệ nữ - nam tham gia lực lượng lao động không chỉ có tác động tích cực mà còn có vai trò quan trọng thúc đẩy tăng trưởng trong nền kinh tế. Ngoài ra, nghiên cứu cũng tìm thấy tác động tiêu cực của chỉ số phát triển lực lượng lao động, tỷ lệ nữ - nam nhập học trung học và đầu tư trực tiếp nước ngoài đến tăng trưởng kinh tế các địa phương tại Việt Nam. Bên cạnh đó, biến chỉ số giá có tác động tiêu cực nhưng không có ý nghĩa thống kê trong tác động kinh tế. Trên cơ sở các kết luận nghiên cứu thực nghiệm, đề tài đưa ra một số hàm ý chính sách hạn chế bất bình đẳng góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam.

Từ khóa: Tăng trưởng kinh tế, bất bình đẳng, hồi quy không gian, Việt Nam.

Mã JEL: D63, I24, J16.

Impact of gender inequality on economic growth in Vietnam: A spatial econometric approach

Abstract:

Approaching by spatial regression method, the research analyzed the impact of inequality on economic growth in 63 provinces/cities in Vietnam from 2008 - 2021. The findings indicate that inequality has brought about positive and negative impacts the economic growth of provinces in Vietnam. Accordingly, the regression results reveal that size of private investment, the openness of the economy, public expenditure on education per capita and ratio of women – men in the labor force not only have a positive effect but also play an important role in promoting growth in the economy. In addition, the study also found that the labor force development index, female – male ratio of high school enrollment and foreign direct investment negatively impact on local economic growth in Vietnam. Besides, the price index variable has a negative effect but not statistically significant in economic impact. Based on the findings, the study gives some policy implications to limit inequality and contribute to economic growth in Vietnam.

Keywords: Economic growth, inequality, spatial regression, Vietnam.

JEL Codes: D63, I24, J16.

1. Giới thiệu

Bất bình đẳng giới có tác động tiêu cực đáng kể đến phát triển kinh tế, theo Ahang (2014) nếu tỷ lệ phụ nữ tham gia lực lượng lao động ngang bằng với nam giới, GDP toàn cầu có thể tăng thêm 28 nghìn tỷ USD, tương đương 26% vào năm 2025. Chính vì vậy, sau 2015, nhiều quốc gia đã đưa ra các biện pháp để cải thiện khung pháp lý liên quan đến bất bình đẳng giới để cải thiện tăng trưởng kinh tế: như Rwanda là một trong những quốc gia tiên phong trong việc đưa ra các biện pháp để tăng đại diện của phụ nữ trong chính trị và kinh tế. Trong năm 2016, Rwanda đạt được mục tiêu của mình là có 50% ghế hạ viện được giữ bởi phụ nữ; Iceland vào năm 2018 thông qua một luật yêu cầu các công ty có ít nhất 40% thành viên hội đồng quản trị là phụ nữ. Luật này nhằm giúp nâng cao đại diện phụ nữ trong các vị trí quyết định và tạo ra một môi trường công bằng hơn cho phụ nữ. Tại Việt Nam, khung pháp lý liên tục được hoàn thiện làm cơ sở giải quyết các vấn đề bình đẳng giới và coi bình đẳng giới là mục tiêu cũng như nền tảng để phát triển kinh tế, xây dựng xã hội ổn định, đồng thời góp phần phát triển đất nước. Tuy nhiên, theo Tổng cục Thống kê (2021), phụ nữ Việt Nam vẫn gặp nhiều khó khăn trong việc tiếp cận việc làm, chỉ có 43% phụ nữ có việc làm là người làm công ăn lương còn nam giới là 51,4% cho thấy phụ nữ ít có khả năng tiếp cận việc làm hơn nam giới. Về lĩnh vực chính trị, tuy đã có những chính sách ấn tượng nhưng vẫn còn nhiều hạn chế đối với việc thực hiện bình đẳng giới.

Hiện nay, các nghiên cứu về bất bình đẳng giới rất phổ biến như Ahang (2014), Kesti (2018), Bertay & cộng sự (2020), Altuzarra & cộng sự (2021)...; ở Việt Nam, có các nghiên cứu gần đây của Phạm Ngọc Toàn & Nguyễn Văn Trang (2014), Lê Hồ Phong Linh & Nguyễn Ngọc Anh Trúc (2016). Tuy nhiên, theo LeSage (1999), khi nghiên cứu về các tỉnh thành nội bộ trong một quốc gia, tính không gian giữa các địa phương vô cùng quan trọng. Cụ thể, các quan sát nếu có sự phụ thuộc với nhau về mặt không gian làm cho giả thuyết về sự không tương quan giữa các sai số của các quan sát bị vi phạm khi thực hiện hồi quy. Qua đó, tính chất mối liên hệ kinh tế có sự khác nhau theo không gian sẽ dẫn tới những vi phạm giả định về mối quan hệ tuyến tính trong mô hình nghiên cứu. Do vậy, vấn đề đặt ra khi nghiên cứu tác động của các yếu tố kinh tế giữa những quan sát tồn tại mối tương quan không gian thì các mô hình hồi quy cổ điển chưa giải quyết được.

Tại Việt Nam vẫn chưa có nghiên cứu đầy đủ về tác động của bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế khi xem xét mối tương quan không gian giữa các địa phương. Vì vậy, nghiên cứu này chủ yếu khai thác và đánh giá tác động của bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế trong mối tương quan không gian giữa các tỉnh/thành tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu không chỉ có ý nghĩa về mặt lý luận mà còn là cơ sở để đưa ra những hàm ý và khuyến nghị chính sách trong việc thực hiện các mục tiêu về bình đẳng giới, hướng tới tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết mối quan hệ bất bình đẳng giới và tăng trưởng kinh tế

Lý thuyết năng suất: Theo Sen (1995), sự phân bố không đều trong quyền lực, giáo dục và sự bình đẳng nam và nữ sẽ ảnh hưởng đến tăng trưởng nền kinh tế. Altuzarra & cộng sự (2021) nhận định thêm rằng khi nam giới và nữ giới không có cơ hội bình đẳng để tiếp cận với tài nguyên kinh tế, việc làm, giáo dục và quyền lực, điều này gây ra lãng phí về vấn đề sử dụng nguồn nhân lực. Cụ thể phụ nữ sẽ gặp hạn chế trong việc tham gia vào lực lượng lao động, tiếp cận với các công việc có giá trị cao dẫn đến kinh tế không thể tận dụng toàn bộ tiềm năng. Sen (1995) đề cao vai trò của bình đẳng giới trong việc xây dựng một xã hội công bằng và phát triển bền vững, việc đảm bảo quyền bình đẳng cho nam giới và nữ giới không chỉ mang lại lợi ích kinh tế mà còn thúc đẩy sự tiến bộ và phát triển chung cho xã hội. Sự tham gia đầy đủ và chính đáng của phụ nữ trong nền kinh tế góp phần tạo ra môi trường thuận lợi cho sự sáng tạo, đa dạng hóa và tăng trưởng bền vững.

Lý thuyết vốn con người: Theo Galor & Weil (2000), vốn con người đề cập đến kiến thức, kỹ năng và khả năng các cá nhân đóng góp vào năng suất và sản lượng kinh tế, bất bình đẳng giới có thể hạn chế sự phát triển của nguồn nhân lực bằng cách loại trừ phụ nữ khỏi các cơ hội giáo dục bằng cách hạn chế khả năng tiếp cận thị trường lao động. Khi giá trị thị trường lao động về thời gian của phụ nữ tương đối thấp, phụ nữ sẽ chịu trách nhiệm chăm sóc con cái và nội trợ trong gia đình. Khả năng sinh sản sẽ cao, và tăng trưởng kinh tế sẽ thấp, bởi vì gia tăng dân số có tác động tiêu cực trực tiếp đến hoạt động kinh tế trong dài hạn và bởi vì vốn con người tích lũy với tốc độ chậm hơn (thông qua sự đánh đổi giữa số lượng và chất lượng. Hơn nữa,

quan điểm của Klasen & Wink (2003), Thomas (1997) chỉ ra rằng tầm quan trọng của việc làm giúp nữ giới tăng khả năng thương lượng trong gia đình, điều này không chỉ có lợi cho họ mà còn có tác dụng thúc đẩy tăng trưởng bao gồm cả tiết kiệm cao hơn, vì hành vi tiết kiệm của phụ nữ và nam giới là khác nhau (Seguino & Floro, 2003), tăng khả năng đầu tư về y tế và giáo dục cho con cái họ, thúc đẩy vốn nhân lực cho thế hệ tương lai thúc đẩy phát triển kinh tế (Thomas, 1997). Chính vì vậy, tỷ lệ người phụ nữ tham gia lực lượng lao động góp phần quan trọng trong việc tăng trưởng kinh tế (Altuzarra & cộng sự, 2021).

Qua lý thuyết năng suất và lý thuyết vốn con người có thể thấy bất bình đẳng giới tác động đến nền kinh tế thông qua bất bình đẳng giới trong việc làm, giáo dục và chính trị.

Về tương quan không gian: Các phương pháp hồi quy truyền thống không xem xét đến các yếu tố về sự tương quan không gian, các hiệu ứng lan toả giữa các địa phương như hiệu ứng lan toả trong công nghệ, hiệu ứng lan toả các chính sách, hiệu ứng lan toả bất bình đẳng giới... Theo Tansel & Gungor (2013), các tỉnh thành có mức phát triển kinh tế cao thường có tỷ lệ bất bình đẳng giới thấp hơn so với các tỉnh thành kém phát triển. Khi các tỉnh thành giàu có có khả năng đầu tư vào giáo dục, công nghệ, hạ tầng và cơ sở sản xuất, họ thường tạo ra nhiều cơ hội việc làm và thu hút nhân tài từ các tỉnh thành khác. Điều này có thể làm tăng bất bình đẳng giới ở các tỉnh thành kém phát triển do mất mát nguồn nhân lực và tài nguyên. Ngoài ra, các tỉnh/thành và khu vực phát triển kinh tế mạnh thường cung cấp nhiều cơ hội việc làm và thu nhập cao hơn cho nam giới và nữ giới. Tuy nhiên, ở các tỉnh thành nông thôn và khu vực kém phát triển, bất bình đẳng giới trong cơ hội việc làm có thể cao hơn. Phụ nữ trong các vùng nông thôn thường gặp khó khăn trong việc tiếp cận việc làm, thường làm trong các ngành nông nghiệp, lao động không chính thức và có thu nhập thấp.

2.2. Lược khảo nghiên cứu

Các nghiên cứu về bất bình đẳng giới trong giáo dục tác động đến tăng trưởng kinh tế như của Dollar & Gatti (1999), nghiên cứu tác động bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế các quốc gia đang phát triển. Kết quả chỉ ra bất bình đẳng giới tác động tiêu cực đến phát triển kinh tế. Seguino (2000) nghiên cứu tác động bất bình đẳng giới trong giáo dục đến hoạt động sản xuất, kết quả cho thấy bình đẳng trong giáo dục giúp cải thiện nền kinh tế quốc gia. Klasen & Lamanna (2009) nghiên cứu tác động của bất bình đẳng giới trong giáo dục và việc làm đối với tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia Trung Đông, Bắc Phi và Nam Á từ giai đoạn 1960-2000; bằng phương pháp OLS, nghiên cứu đã chứng minh tình trạng bất bình đẳng giới trong giáo dục ngày càng thu hẹp sẽ đóng vai trò ngày càng giảm trong việc gây tổn hại đến triển vọng tăng trưởng ở MENA và Nam Á. Ngoài ra, các nghiên cứu của Kesti (2018), Ezech (2020), Appiah & McMahon (2002), Phạm Ngọc Toàn & Nguyễn Văn Trang (2014), Klasen và Minasyan (2017), Võ Hồng Đức & cộng sự (2018), Altuzarra & cộng sự (2021) cũng cho thấy tác động của bất bình đẳng giới đối với sự tăng trưởng kinh tế, và tất cả đều nhận thấy khoảng cách trong giáo dục có tác động tiêu cực đến sự tăng trưởng kinh tế.

Các nghiên cứu về bất bình đẳng giới trong việc làm tác động đến tăng trưởng kinh tế như: Tam (1996) nghiên cứu bất bình đẳng giới trong việc làm tác động đến tăng trưởng kinh tế tại Đài Loan năm 1991. Kết quả cho thấy sự bất bình đẳng trong thu nhập thị trường lao động Đài Loan tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Phạm Ngọc Toàn & Nguyễn Văn Trang (2014) nghiên cứu tác động của bất bình đẳng giới trong giáo dục và việc làm đến tăng trưởng kinh tế giai đoạn 2006, 2008 và 2010 và thực hiện bằng phương pháp OLS, FEM, REM. Kết quả chỉ ra rằng không có dấu hiệu về quan hệ giữa khoảng cách về giáo dục theo giới và tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra các nghiên cứu của Bertay & cộng sự (2020), Bandiera & Natraj (2013), Ali (2015), Chen & Moussié (2017), Altuzarra & cộng sự (2021) cũng cho thấy bất bình đẳng trong việc làm tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế.

Các nghiên cứu về bất bình đẳng giới trong chính trị tác động đến tăng trưởng kinh tế như: Mdingi & Ho (2021) nghiên cứu mối quan hệ giữa bất bình đẳng trong chính trị và tăng trưởng kinh tế. Panzera & Postiglione (2022) với dữ liệu khu vực trên 22 quốc gia châu Âu, trong giai đoạn 2003-2016 nghiên cứu tác động bất bình đẳng trong chính trị đến tăng trưởng kinh tế. Altuzarra & cộng sự (2021) nghiên cứu tác động bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia đang phát triển giai đoạn 1997-2017. Kết quả các nghiên cứu này cho thấy bình đẳng giới trong giáo dục góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Về mặt nghiên cứu: Tại Việt Nam, chưa phát hiện bài nghiên cứu nào đánh giá tác động bất bình đẳng giới lên tăng trưởng kinh tế Việt Nam ở 63 tỉnh/thành với thước đo đánh giá bất bình đẳng giới kết hợp

3 chỉ tiêu bao gồm giáo dục, việc làm và đặc biệt là chính trị.

Về phương pháp nghiên cứu: Qua khảo lược cho thấy các nghiên cứu trước đây sử dụng nhiều phương pháp khác nhau như OLS, FEM, REM... để đánh giá tác động bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế các quốc gia. Tuy nhiên, theo LeSage (1999), tính không gian giữa các địa phương vô cùng cần thiết, nhưng hiện nay chưa phát hiện nghiên cứu nào sử dụng hồi quy không gian để đánh giá tác động bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Chính hai khoảng trống nghiên cứu trên, nhóm tác giả chủ yếu khai thác và đánh giá tác động của bất bình đẳng giới đến tăng trưởng kinh tế trong mối tương quan không gian giữa các tỉnh/thành tại Việt Nam.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Bảng 1: Mô tả các biến

Tên biến (Ký hiệu)	Kỳ vọng GRDP (+/-)	Đo lường	Nghiên cứu
Biến phụ thuộc			
Tăng trưởng kinh tế (LogGRDP _{i,t})		Log(Tốc độ tăng GDP bình quân đầu người của tỉnh/thành phố i tại năm t).	Võ Hồng Đức & cộng sự (2018)
Biến giải thích			
Tỷ lệ nữ đại biểu trong quốc hội (%) (SEATS)	+	$SEATS = \frac{\text{Tỷ lệ nữ đại biểu trong đại biểu trong quốc hội}}{\text{tổng số đại biểu quốc hội}}$, lấy Log.	Mdingi & Ho (2021), Panzera & Postiglione (2022), Altuzarra & cộng sự (2021)
Tỷ lệ nữ - nam tham gia lực lượng lao động (15-64 tuổi) (RLFP _{i,t})	+	$RLFP = \frac{\text{Tỷ lệ nữ tham gia lực lượng lao động}}{\text{Tỷ lệ nam tham gia lực lượng lao động}}$, lấy Log	Altuzarra & cộng sự (2021)
Tỷ lệ nhập học trung học của nữ so với nam (%) (FMHIGH _{i,t})	+	$FMHIGH = \frac{\text{Tỷ lệ nữ nhập học trung học}}{\text{Tỷ lệ nam nhập học trung học}}$, lấy Log	
Biến kiểm soát			
Độ mở thương mại (Open _{i,t})	-	Log(Tỷ trọng xuất nhập khẩu với tổng sản phẩm quốc nội)	Altuzarra & cộng sự (2021)
Quy mô đầu tư tư nhân (INV _{i,t})	+	Log(Quy mô đầu tư tư nhân của tỉnh i năm thứ t)	
Lực lượng lao động (Labor _{i,t})	-	$LABOR = \frac{\text{Tỷ lệ lực lượng lao động}}{\text{Tổng dân số}}$, lấy log	Lê Hồ Phong Linh & Nguyễn Ngọc Anh Trúc (2016)
Chỉ số giá (CPI _{i,t})	-	Log(Chỉ số giá của tỉnh i năm thứ t)	Chen & Moussié (2017)
Chỉ tiêu công (EPX _{i,t})	+	Log(Chỉ tiêu công của tỉnh i năm thứ t)	
Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI _{i,t})	+	Log(Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh của tỉnh)	Lall (2001)
Đầu tư trực tiếp nước ngoài trên địa bàn tỉnh (FDI _{i,t})	+	Log(Đầu tư trực tiếp nước ngoài trên địa bàn tỉnh của tỉnh i năm thứ i)	Mathur & cộng sự (2017)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

Từ các lý thuyết trong mục 2.1 và dựa trên nghiên cứu trước đây của Klasen & Lamanna (2009), Altuzarra & cộng sự (2021), nhóm tác giả tiến hành xây dựng mô hình bao gồm các biến: Tỷ lệ nữ đại biểu trong quốc hội; tỷ lệ nữ - nam tham gia lực lượng lao động và tỷ lệ nhập học trung học của nữ so với nam. Ngoài ra, các biến kiểm soát được đưa vào mô hình để tăng mức độ giải thích cho mô hình đồng thời cho thấy mức độ tác động của các biến này đối với tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn nghiên cứu.

$$\text{LogGRDP}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{FMHIGH}_{i,t} + \beta_3 \text{RLFP}_{i,t} + \beta_4 \text{SEATS}_{i,t} + \beta_5 \log(\text{INV}_{i,t}) + \beta_4 \log(\text{OPEN}_{i,t}) + \beta_5 \text{LABOR} + \beta_6 \text{FDI}_{i,t} + \beta_7 \text{PCI}_{i,t} + \beta_8 \text{CPI}_{i,t} + \beta_9 \text{EXP}_{i,t} + \mu_i + e_{i,t}$$

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Phạm vi nghiên cứu thực hiện ở 63 tỉnh thành trong giai đoạn 2008-2021.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

3.3.1. Kiểm tra tồn tại tính không gian

Moran's I là chỉ số được sử dụng rộng rãi và mối quan tâm chính thường được tập trung vào hệ số của biến phụ thuộc có độ trễ không gian cho tổng thể các đơn vị trong tỉnh/thành phố. Hệ số này cho kết quả tự tương quan không gian của các quan sát một cách tổng quát, vì hệ số này phụ thuộc vào ma trận trọng số không gian, cho thấy cường độ của các mối quan hệ tỉnh/thành, địa lý... giữa các quan sát trong khu vực nhất định. Giá trị Moran's I nằm trong khoảng [-1, 1].

Hệ số Moran's I được xác định:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Trong đó:

x_i là giá trị quan sát của đơn vị không gian thứ i

\bar{x} là giá trị trung bình của x

n là số giá trị quan sát của các đơn vị không gian

w_{ij} là phần tử dòng i , cột j của ma trận trọng số không gian W đã được chuẩn hóa

Nếu hệ số Moran's I mang dấu dương nghĩa là các địa phương lân cận sẽ có mối tương quan không gian dương với nhau và ngược lại, dấu âm của hệ số Moran's I cho thấy kết quả tương quan không gian âm giữa các địa phương.

Khi phát hiện có sự phụ thuộc về mặt không gian giữa các địa phương, các dạng mô hình hồi quy không gian được sử dụng để xác định tác động của sự tương quan không gian bao gồm mô hình sai số không gian SEM, mô hình tự hồi quy không gian SAR và mô hình Durbin không gian SDM, mô hình tự tương quan không gian SAC, mô hình không gian ảnh hưởng ngẫu nhiên tổng quát GSPRE.

3.3.2. Ma trận trọng số không gian

Trong nghiên cứu này, ma trận trọng số không gian (W) có vai trò quan trọng trong phân tích không gian, thể hiện các tương tác không gian giữa các địa phương 63 tỉnh thành phố. W là ma trận cấp $(n \times n)$ đối xứng. Giá trị W_{ij} gọi là trọng số không gian cho từng cặp vị trí i, j xác định mối tương quan giữa hai địa phương i, j . Và quy ước rằng các phần tử nằm trên đường chéo chính của ma trận trọng số bằng 0, nghĩa là $W_{ij} = 0$.

Kí hiệu:

$$W = \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \dots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \dots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \dots & W_{nn} \end{bmatrix}$$

Theo cách tiếp cận của Coughlin & Segev (2000), một địa phương i có chung đường biên với địa phương j ($i \neq j$) gọi là có tương quan không gian với nhau được xây dựng dựa trên khoảng cách địa lý. Lúc đó, mỗi phần tử của ma trận trọng số không gian định bởi:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{nếu } i, j \text{ có chung đường biên giới} \\ 0 & \text{nếu } i, j \text{ không có chung đường biên giới} \end{cases}$$

3.3.3. Mô hình kinh tế lượng không gian và kiểm định

a. Mô hình kinh tế lượng không gian

Mô hình tự hồi quy không gian SAR

Theo Cliff & Ord (1981), mô hình tự hồi quy không gian SAR mô tả sự tương quan giữa dữ liệu thu nhập theo không gian với ý nghĩa rằng biến phụ thuộc ở địa phương i có thể chịu sự tác động của biến phụ thuộc ở các địa phương lân cận.

$$GRDP_{i,t} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} GRDP_{ij} + \sum_{j=1}^n A_{ij} \alpha_k + \sum_{j=1}^n x_{ij} \beta_k + \tau_i + \xi_t + \vartheta_{it}$$
$$\text{Với } \vartheta_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \vartheta_k + \varepsilon_{t,t}; \lambda = 0$$
$$\varepsilon \sim (\sigma^2 I)$$

$i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$

A là véc tơ các biến độc lập bao gồm: biến SEATS; RLFP và FMHIGH

x : là véc tơ các biến kiểm soát

W là ma trận không gian

Mô hình sai số không gian SEM

Khác với mô hình tự hồi quy không gian cho phép biến trễ không gian đóng vai trò như biến độc lập, mô hình sai số không gian SEM lại cho phép sự tương quan không gian diễn ra ở phần sai số. Mô hình SEM có dạng:

$$GRDP_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^n x_{ij} \beta_k + \tau_i + \xi_t + \vartheta_{it}$$
$$\text{Với } \vartheta_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \vartheta_k + \varepsilon_{t,t}$$

Mô hình Durbin không gian SDM

Theo Pace & Barry (1998), một mở rộng quan trọng nữa của mô hình hồi quy không gian là có thể cho phép sự tác động của biến trễ không gian của biến độc lập X đến biến phụ thuộc Y . Có nghĩa là, biến phụ thuộc ở địa phương thứ i còn có thể bị tác động bởi biến độc lập của các địa phương lân cận. Mô hình này được gọi là mô hình Durbin không gian:

$$GRDP_{i,t} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} GRDP_{ij} + \sum_{j=1}^n x_{ij} \beta_k + \sum_{k=1}^k \sum_{j=1}^n W_{ij} x_{ijt} \theta_k + \tau_i + \xi_t + \vartheta_{it}$$

Mô hình tự tương quan không gian SAC

Theo Getis (2008), SAC là một khái niệm cơ bản của phân tích không gian. Theo đó, Cliff & Ord (1973), Fortin & Dale (2009), tự tương quan không gian (SAC) là sự phụ thuộc của các giá trị của một biến nhất định vào các giá trị của cùng một biến được ghi lại tại các vị trí lân cận. Khi các giá trị cao được kết hợp với các giá trị tương đối cao tại các vị trí lân cận, SAC được cho là dương và ngược lại, khi các giá trị cao tương ứng với các giá trị tương đối thấp tại các vị trí lân cận, SAC là âm.

$$GRDP_{i,t} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{ij} + \sum_{j=1}^n x_{ij} \beta_k + \tau_i + \xi_t + \vartheta_{it}$$
$$\text{Với } \vartheta_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \vartheta_k + \varepsilon_{t,t}$$

Mô hình không gian ảnh hưởng ngẫu nhiên tổng quát GSPRE

$$GRDP_{i,t} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} GRDP_{ij} + \sum_{j=1}^n x_{ij} \beta_k + \tau_i + \xi_t + \vartheta_{it}$$
$$\text{Với } \vartheta_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \vartheta_k + \varepsilon_{t,t}; \tau_i = \Psi \sum_{j=1}^n W_{ij} \tau_j + \varsigma_i$$

b. Kiểm định lựa chọn mô hình không gian

Kiểm định lựa chọn mô hình SAR và SDM (thống kê kiểm định LR - Likelihood ratio)

Kiểm định LR để xem xem SDM có thể đơn giản hóa thành SAR được hay không. Với giả thuyết:

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta \neq 0$$

Giá trị p-value < 5% sẽ bác bỏ H_0 tức mô hình SDM phù hợp hơn.

Kiểm định lựa chọn mô hình SEM và SDM (thống kê kiểm định LR - Likelihood Ratio)

Kiểm định LR để xem xem SDM có thể đơn giản hóa thành SEM được hay không. Với giả thuyết:

$$H_0: \theta + \rho\beta = 0$$

$$H_1: \theta + \rho\beta \neq 0$$

Giá trị p-value < 5% sẽ bác bỏ H_0 tức mô hình SDM phù hợp hơn.

Kiểm định lựa chọn mô hình SAC, GSPRE và SDM

Để kiểm định mô hình tối ưu giữa 3 mô hình SDM, SAC và GSPRE, tác giả sử dụng tiêu chuẩn AIC và BIC, giá trị của AIC và BIC càng nhỏ chứng tỏ mô hình càng phù hợp.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả thống kê mô tả

Bảng 2: Thống kê mô tả dữ liệu

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất
GRDP	3,7444	0,6260	5,9762	2,0728
FMHIGH	4,7394	0,2377	7,3337	2,7187
RFLP	4,5474	0,2259	7,6115	3,5940
SEATS	3,2023	0,4229	4,0456	2,3026
INV	4,0017	0,3977	5,5617	2,9238
OPEN	16,3831	0,9568	18,7123	12,6612
LABOR	4,0659	0,7450	10,9259	1,6094
CPI	4,5179	0,0447	4,6198	4,3589
EXP	9,7145	1,5449	16,6748	7,2972
PCI	4,0910	0,0925	4,3302	3,5943
FDI	8,7057	1,6018	10,9635	0,0000

Nguồn: Tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

Bảng 2 thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu trong giai đoạn từ 2008 đến 2021, cho thấy rằng tất cả các biến đều có giá trị trung bình là dương. Trong đó, tốc độ tăng GRDP bình quân của 63 tỉnh/thành phố (dưới dạng log) là 3,74 với độ lệch chuẩn là 0,63, giá trị nhỏ nhất là 2,07 và giá trị lớn nhất là 5,98.

4.2. Kết quả hồi quy không gian

4.2.1. Kiểm định về hồi quy không gian

Bảng 3: Chỉ số Moran'I về GRDP

Year	I	E(I)	Sd(I)	Z	p-value
2008	0,3163	-0,0161	0,0926	3,5894	0,0003
2009	0,3163	-0,0161	0,0926	3,5894	0,0003
2010	0,2901	-0,0161	0,0915	3,3479	0,0008
2011	0,2951	-0,0161	0,0906	3,4351	0,0006
2012	0,3106	-0,0161	0,0886	3,6874	0,0002
2013	0,3024	-0,0161	0,0899	3,5442	0,0004
2014	0,3126	-0,0161	0,0902	3,6439	0,0003
2015	0,2919	-0,0161	0,0933	3,3017	0,0010
2016	0,2888	-0,0161	0,0937	3,2526	0,0011
2017	0,2861	-0,0161	0,0940	3,2156	0,0013
2018	0,2888	-0,0161	0,0941	3,2418	0,0012
2019	0,3189	-0,0161	0,0943	3,5533	0,0004
2020	0,3304	-0,0161	0,0945	3,6658	0,0002
2021	0,3163	-0,0161	0,0926	3,5894	0,0003

Nguồn: Tính toán từ nhóm nghiên cứu.

Kết quả Bảng 3 cho thấy chỉ số Moran'I mức GRDP bình quân giai đoạn 2008-2021 có giá trị dương với mức ý nghĩa thống kê là 5%, nghĩa là GRDP tại một địa phương có mức tương quan cùng chiều với GRDP của các địa phương lân cận. Bảng 4 cho thấy kết quả của 5 mô hình SEM, SAR, SDM, SAC, GSPRE cho thấy các hệ số lambda của mô hình SEM; rho của 2 mô hình SAR và SDM; lambda và rho của mô hình SAC; lambda và phi của mô hình GSPRE đều có mức ý nghĩa thống kê, điều này cho ta đi đến được kết luận là có sự tồn tại sự tương quan không gian của GRDP giữa các tỉnh/thành phố với nhau.

Tiếp theo, xét hai chỉ tiêu AIC và BIC để tìm ra được mô hình phù hợp giữa giữa các mô hình trong Bảng 4. Kết quả ở bảng cũng cho ta thấy hai chỉ tiêu AIC và BIC của mô hình SDM này là nhỏ nhất trong tất cả các mô hình, thêm vào đó kiểm định Hausman để chọn ra được mô hình phù hợp giữa mô hình SDM – FE và SDM - RE là 119,78 và có ý nghĩa thống kê. Cho nên mô hình SDM-FE là phù hợp nhất và được sử dụng để phân tích.

Bảng 4: Kết quả hồi quy không gian

	SEM-FE	SEM-RE	SAR-FE	SAR-RE	SDM-FE	SDM-RE	SAC-FE	GSPRE
Main								
<i>FMHIGH</i>	-0,0713*** [-3,34]	-0,0544** [-2,27]	-0,0723*** [-3,36]	-0,0524** [-2,19]	-0,0709*** [-3,36]	-0,0571** [-2,47]	-0,0387** [-2,06]	-0,0555** [-2,32]
<i>RLFP</i>	0,0323 [1,12]	-0,0317 [-1,10]	0,0379 [1,32]	-0,00917 [-0,29]	0,0303* [1,63]	0,0361 [1,15]	0,0262 [1,20]	0,0311 [-1,09]
<i>SEATS</i>	0,0001 [0,01]	-0,0219 [-1,54]	0,000962 [0,07]	-0,0155 [-0,94]	0,0134 [0,85]	-0,0021 [-0,12]	-0,00625 [-0,44]	-0,0212 [-1,50]
<i>INV</i>	0,286*** [6,21]	0,439*** [8,28]	0,293*** [6,38]	0,557*** [12,88]	0,279*** [6,15]	0,421*** [9,19]	0,362*** [10,49]	0,434*** [8,18]
<i>OPEN</i>	0,128*** [4,84]	0,160*** [6,09]	0,128*** [4,88]	0,199*** [7,70]	0,123*** [4,72]	0,167*** [6,45]	0,132*** [6,24]	0,148*** [5,54]
<i>LABOR</i>	-0,0366*** [-3,77]	-0,0431*** [-3,88]	-0,0347*** [-3,60]	-0,0318*** [-2,96]	-0,0318*** [-3,37]	-0,0327*** [-3,15]	-0,0198** [-2,31]	-0,0438*** [-3,95]
<i>CPI</i>	-1,193*** [-4,52]	0,197 [0,61]	-1,211*** [-4,74]	0,442** [2,22]	-0,926*** [-3,55]	-0,316 [-1,14]	0,099 [0,85]	0,156 [0,49]
<i>EXP</i>	0,0129** [2,21]	0,00937 [1,48]	0,0132** [2,26]	0,0134** [2,08]	0,0120** [2,08]	0,0128** [2,04]	0,0114** [2,24]	0,00955 [1,52]
<i>PCI</i>	0,00793 [0,09]	0,164 [1,55]	0,00721 [0,09]	0,0671 [0,98]	-0,0291 [-0,33]	-0,0341 [-0,37]	-0,0215 [-0,54]	0,159 [1,50]
<i>FDI</i>	-0,00853* [-1,65]	-0,00203 [-0,39]	-0,0102* [-1,95]	-0,00924 [-1,61]	-0,0111** [-2,11]	-0,0131** [-2,29]	-0,0100** [-2,20]	-0,00209 [-0,40]
<i>_CONS</i>		-1,615 [-0,96]		-5,843*** [-6,14]		-9,895*** [-7,99]		-1,206 [-0,72]
<i>Spatial lambda</i>	0,163*** [4,10]	0,797*** [42,06]					-0,605*** [-14,42]	0,801*** [43,06]
<i>rho</i>			0,172*** [4,63]	0,597*** [28,57]	0,129*** [3,31]	0,459*** [16,16]	0,776*** [44,08]	
<i>phi</i>		1,979*** [10,15]						0,330* [1,90]
<i>Variance ln_phi</i>		0,0219*** [18,80]	0,0150*** [20,94]	0,0190*** [19,83]	0,0142*** [20,96]	0,0175*** [19,95]	0,0130*** [19,41]	
<i>sigma2_e</i>	0,0150*** [20,94]			-2,256*** [-21,43]		-2,351*** [-22,39]		0,385*** [10,75]
<i>lgt_theta</i>								0,148*** [37,70]
<i>sigma_mu</i>		147,34*** [56,52***]		94,75*** [51,75***]		119,78***		
<i>sigma_e</i>		-339,431 [-272,481]		-565,584 [-498,634]		-651,598 [-536,825]		-340,601 [-268,868]
Kiểm định hausman								
Kiểm định LR								
<i>AIC</i>	-1168,09		-1172,58		-1203,08		-1063,2	
<i>BIC</i>	-1110,7		-1115,19		-1097,88		-1001,04	
<i>N</i>	882	882	882	882	882	882	882	882

Nguồn: Kết quả phân mềm Stata 17.0.

Bảng 5: Kết quả hồi quy mô hình Dynamic SDM-FE

	Main	Wx	LR Direct	LR Indirect	LR Total
FMHIGH	-0,0709*** [-3,36]	-0,0148*** [-0,29]	-0,0717*** [-3,34]	-0,0266 [-0,46]	-0,0983 [-1,49]
RLFP	0,0303* [1,63]	0,0432* [1,43]	0,032* [1,71]	0,0523 [1,56]	0,0843* [1,82]
SEATS	0,0134 [0,85]	0,0418 [1,52]	0,015 [0,93]	0,0484 [1,53]	0,0633 [1,51]
INV	0,279*** [6,15]	0,0699 [0,93]	0,283*** [6,20]	0,118 [1,41]	0,401*** [4,04]
OPEN	0,123*** [4,72]	0,0246 [0,65]	0,124*** [4,76]	0,045 [1,08]	0,169*** [3,33]
LABOR	-0,0318*** [-3,37]	0,161*** [5,80]	-0,0262*** [-2,74]	0,175*** [5,60]	0,148*** [4,31]
CPI	-0,926*** [-3,55]	-1,145*** [-2,59]	-0,972*** [-3,76]	-1,405*** [-2,98]	-2,377*** [-4,71]
EXP	0,0120*** [2,08]	0,0118 [1,00]	0,0125*** [2,14]	0,0148 [1,12]	0,0273* [1,75]
PCI	-0,0291 [-0,33]	0,138 [0,95]	-0,0243 [-0,28]	0,149 [0,95]	0,125 [0,76]
FDI	-0,0111** [-2,11]	-0,0128 [-1,53]	-0,0116** [-2,18]	-0,0158* [-1,68]	-0,0274** [-2,26]
Spatial rho			0,129*** [3,31]		
Variance sigma _{2_e}			0,0142*** [20,96]		
AIC			-1203,08		
BIC			-1097,88		

4.2.2. Kết quả hồi quy không gian

Bảng 5 kết quả mô hình SDM-FE cho thấy biến SEATS không có tác động đến tăng trưởng kinh tế, kết quả chưa tương đồng với nghiên cứu của Altuzarra & cộng sự (2021). Có thể thấy rằng tuy số lượng nữ giới trong quốc hội có thể ảnh hưởng đến các chính sách và quyết định chung của chính phủ các nước, tuy nhiên tại Việt Nam, điều này không phải là yếu tố duy nhất ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế. Việc tăng cường đại diện của phụ nữ trong quốc hội tại Việt Nam là một bước tiến quan trọng trong hướng đến bình đẳng giới và giải quyết các vấn đề xã hội, nhưng không phải là giải pháp duy nhất và tức thời để đạt được tăng trưởng kinh tế. Hơn nữa, việc tăng cường đại diện của phụ nữ trong quốc hội Việt Nam hiện nay chưa đánh giá đúng về mặt kinh tế, vì không đảm bảo rằng những người đại diện này sẽ luôn đưa ra các quyết định tốt cho phụ nữ và xã hội.

Biến tỷ lệ nữ - nam tham gia lực lượng lao động (15-64 tuổi) (RLFP): Kết quả hồi quy cho thấy biến RLFP tác động dương đến GRDP, điều này tương đồng với nghiên cứu và công trình nghiên cứu của Altuzarra & cộng sự (2021). Điều này ngụ ý rằng, tại Việt Nam khi tỷ lệ phụ nữ tham gia vào các ngành nghề và thị trường lao động càng tăng, nền kinh tế sẽ tiếp nhận thêm nguồn nhân lực lao động, sự phân công lao động giữa nam và nữ ngày càng đa dạng và hợp lý hơn, điều này giúp nền kinh tế tăng trưởng. Hơn nữa, khi phụ nữ có thu nhập và độc lập về kinh tế, họ có thể nâng cao chất lượng cuộc sống cho gia đình và cộng đồng. Điều này có thể tạo ra một chu trình tích cực trong việc đầu tư vào giáo dục, sức khỏe và phát triển bền vững tại Việt Nam.

Biến tỷ lệ nhập học trung học của nữ so với nam (FMHIGH): Kết quả nghiên cứu cho biến FMHIGH tác động âm đến tăng trưởng kinh tế trong suốt giai đoạn nghiên cứu. Kết quả trái ngược với nghiên cứu của Kesti (2018) cho rằng tỷ lệ nhập học trung học của nữ cao hơn so với nam có thể là một yếu tố tích cực trong phát triển kinh tế. Tuy nhiên, tác động này là tiêu cực đối với nền kinh tế Việt Nam, tỷ lệ nữ nhập học trung học cao không mang lại lợi ích cho nền kinh tế nguyên nhân là vì còn nhiều yếu tố khác có thể ảnh hưởng đến sự phát triển kinh tế của một quốc gia và đặc biệt Việt Nam vẫn còn mang nặng tư tưởng trọng nam khinh nữ. Mặc khác, một trong những yếu tố quan trọng nhất là chất lượng giáo dục. Nếu chất lượng giáo dục không tốt, ngay cả khi nhiều nữ sinh nhập học trung học, họ cũng không thể đóng góp nhiều cho nền kinh tế vì thiếu các kỹ năng cần thiết để tham gia vào lực lượng lao động.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu trên được thực hiện nhằm mục đích xác định bất bình đẳng giới có tác động như thế nào đến tăng trưởng kinh tế ở 63 tỉnh/thành phố tại Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2008-2021. Nhóm tác giả đã sử dụng phương pháp hồi quy không gian để kiểm định 5 mô hình gồm: mô hình sai số không gian (SEM), mô hình độ trễ không gian (SAR), mô hình Durbin không gian (SDM), mô hình hồi quy không gian nhiều (SAC) và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên không gian tổng quát (GSPRE). Trong bài nghiên cứu, nhóm tác giả sử dụng mô hình Durbin không gian (SDM) để đo lường mức độ tác động của bất bình đẳng đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Các biến đại diện cho bất bình đẳng giới: tỷ lệ nữ đại biểu trong đại biểu trong quốc hội /tổng số đại biểu quốc hội (SEATS) không tác động đến tăng trưởng kinh tế; tỷ lệ nữ-nam tham gia lực lượng lao động (15-64 tuổi) (RLFP) có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế và biến tỷ lệ nhập học trung học của nữ so với nam (FMHIGH) tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Từ kết quả trên nhóm tác giả đề xuất các hàm ý chính sách phù hợp cho Việt Nam.

5.2. Hàm ý chính sách

Thúc đẩy bình đẳng giới tại nơi làm việc: Điều này có thể được thực hiện bằng cách thực hiện các chính sách đảm bảo trả lương bình đẳng cho công việc như nhau, cung cấp chế độ nghỉ thai sản và nghỉ sinh con cũng như sắp xếp công việc linh hoạt. Khi phụ nữ có thể tham gia đầy đủ vào lực lượng lao động và được đối xử công bằng, họ có nhiều khả năng đóng góp vào tăng trưởng kinh tế.

Thúc đẩy giáo dục và đào tạo công bằng: Đảm bảo phụ nữ và nam giới đều có cơ hội tiếp cận giáo dục và đào tạo chất lượng. Điều này có thể bao gồm việc đầu tư vào giáo dục mầm non, tiếp cận giáo dục phổ thông, và hỗ trợ học bổng cho phụ nữ trong các ngành công nghệ, khoa học và kỹ thuật.

Đẩy mạnh chính sách xã hội: Đảm bảo chính sách xã hội công bằng cho phụ nữ và nam giới. Cung cấp các chính sách hỗ trợ trẻ em, chăm sóc sức khỏe gia đình và chế độ nghỉ sản phù hợp để đảm bảo sự cân bằng giữa cuộc sống gia đình và công việc.

Tài liệu tham khảo

- Ahang, M. (2014), 'The impact of gender inequality on economic growth in developed countries', *Advances in Environmental Biology*, 8(17), 508-513.
- Ali, M. (2015), 'Effect of gender inequality on economic growth. Case of Pakistan', *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(9), 10.
- Altuzarra, A., Gálvez, C.G. & González, A.F. (2021), 'Is gender inequality a barrier to economic growth? A panel data analysis of developing countries', *Sustainability*, 13(1), p.367.
- Appiah, E.N. & McMahon, W.W. (2002), 'The social outcomes of education and feedbacks on growth in Africa', *Journal of Development Studies*, 38(4), 27-68.
- Bandiera, O. & Natraj, A. (2013), 'Does gender inequality hinder development and economic growth? Evidence and policy implications', *The World Bank Research Observer*, 28(1), 2-21.
- Bertay, A.C., Dordevic, L. & Sever, C. (2020), 'Gender inequality and economic growth: Evidence from industry-level data', *Working Paper No. 2020/119*, International Monetary Fund.
- Chen, M. & Moussié, R. (2017), 'The IMF, gender equality and labour', *Bretton Woods Project*, 1-19.
- Cliff, A. & Ord, J.K. (1973), *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.
- Cliff, A. & Ord, J.K. (1981), *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, London.
- Coughlin, C.C. & Segev, E. (1999), *Foreign direct investment in China: A spatial econometric study*, Research Department, Federal Reserve Bank of St. Louis, USA.
- Dollar, D. & Gatti, R. (1999), 'Gender inequality, income, and growth: Are good times good for women?', *World Bank Group*, retrieved on May 31st 1999, from < <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/251801468765040122/gender-inequality-income-and-growth-are-good-times-good-for-women>>.
- Ezeh, K. (2020), 'Gender inequality in education and economic growth', Master Thesis, Jönköping University, Sweden.
- Fortin, M.J. & Dale, M.R. (2009), 'Spatial autocorrelation in ecological studies: A legacy of solutions and myths', *Geographical Analysis*, 41(4), 392-397.
- Galor, O. & Weil, D.N. (2000), 'Population, technology, and growth: From Malthusian stagnation to the demographic transition and beyond', *American Economic Review*, 90(4), 806-828.
- Getis, A. (2008), 'A history of the concept of spatial autocorrelation: A geographer's perspective', *Geographical analysis*, 40(3), 297-309.
- Kesti, E. (2018), 'The effect of gender equality in education on economic growth', Master thesis, Lund University, Swedish.
- Klasen, S. & Lamanna, F. (2009), 'The impact of gender inequality in education and employment on economic growth: new evidence for a panel of countries', *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.
- Klasen, S. & Minasyan, A. (2017), 'Gender inequality and growth in Europe', *Intereconomics*, 52, 17-23.
- Klasen, S. & Wink, C. (2003), 'Missing women: Revisiting the debate', *Feminist Economics*, 9(2), 263-299.
- Lall, S. (2001), 'Competitiveness indices and developing countries: an economic evaluation of the global competitiveness report', *World development*, 29(9), 1501-1525.
- LeSage, J.P. (1999), *The theory and practice of spatial econometrics*, University of Toledo, USA.
- Lê Hồ Phong Linh & Nguyễn Ngọc Anh Trúc (2016), 'Tác động của bất bình đẳng đến tăng trưởng kinh tế Việt Nam giai đoạn 2002-2012', *Tạp chí kinh tế và quản trị kinh doanh*, 11(2), 33-44.

-
- Mathur, S.K., Arora, R. & Singh, S. (2017), *Theorizing international trade: An Indian perspective*, Indian Institute of Technology Kanpur, India.
- Mdingi, K. & Ho, S.Y. (2021), 'Literature review on income inequality and economic growth', *MethodsX*, 8, p.101402.
- Pace, R.K., Barry, R., Clapp, J.M. & Rodriguez, M. (1998), 'Spatiotemporal autoregressive models of neighborhood effects', *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 15-33.
- Panzera, D. & Postiglione, P. (2022), 'The impact of regional inequality on economic growth: a spatial econometric approach', *Regional Studies*, 56(5), 687-702.
- Phạm Ngọc Toàn & Nguyễn Văn Trang (2014), 'Tác động của bất bình đẳng giới trong giáo dục và việc làm đến tăng trưởng kinh tế', *Tạp chí Khoa học lao động và xã hội*, 36, 34-44.
- Seguino, S. (2000), 'Gender inequality and economic growth: A cross-country analysis', *World development*, 28(7), 1211-1230.
- Seguino, S. & Floro, M.S. (2003), 'Does gender have any effect on aggregate saving? An empirical analysis', *International Review of Applied Economics*, 17(2), 147-166.
- Sen, A. (1995), 'Gender inequality and theories of justice', in *Women, culture and development: A study of human capabilities*, Martha, C.N. & Glover, J. (Eds.), Oxford, 259-273.
- Tam, T. (1996), 'Reducing the gender gap in an asian economy: How important is women's increasing work experience?', *World Development*, 24(5), 831-844.
- Tansel, A. & Gungor, N. (2013), 'Gender effects of education on economic development in Turkey', *Journal of Economic Studies*, 40(6), 794-821.
- Thomas, D. (1997), 'Incomes, expenditures, and health outcomes: Evidence on intrahousehold resource allocation', in *Intrahousehold resource allocation in developing countries*, Haddad, L.J., Hoddinott, J. & Alderman, H. (Eds.), Johns Hopkins university press, USA, 142-164.
- Tổng cục thống kê (2021), *Bình đẳng giới trong lao động và tiếp cận việc làm quản lý doanh nghiệp*, Hà Nội.
- Võ Hồng Đức, Nguyễn Công Thắng, Hồ Minh Chí, Võ Thế Anh & Phạm Ngọc Thạch (2018), 'Bất bình đẳng thu nhập theo giới tính và tăng trưởng kinh tế địa phương tại Việt Nam', *Tạp Chí Kinh Tế Và Quản Trị Kinh Doanh*, 13(3), 153-167.