



Original Article

Impact of inflation on income inequality in Vietnam over 1986-2023

Ly Dai Hung^{1,*}, Pham Thanh Cong¹, Pham Phu Minh²

¹*Vietnam Institute of Economics*

No. 1 Lieu Giai Street, Ngoc Ha Ward, Hanoi, Vietnam

²*Central Institute for Economic Management*

No. 6B Hoang Dieu Street, Ba Dinh Ward, Hanoi, Vietnam

Received: September 16, 2024

Revised: July 3, 2025; Accepted: October 25, 2025

Abstract: The paper analyzes the impact of inflation on income inequality in Vietnam over 1986-2023. The income inequality, as a dependent variable, is measured by the GINI coefficient while inflation rate, import to GDP ratio (IMP), financial openness, financial globalization and foreign direct investment are independent variables. Analysis results using the BVAR model show that a higher inflation slightly reduces income inequality, which is contrary to the previous view that high inflation increases income inequality. Then, the paper suggests some important policy implications to improve income inequality, including controlling inflation, encouraging exports, enhancing distribution policy, supporting firms, managing imports and attracting FDI.

Keywords: Inflation, inequality, income, BVAR.

* Corresponding author

E-mail address: hunglydai@gmail.com

<https://doi.org/10.57110/vnu-jeb.v5i5.459>

Copyright © 2025 The author(s)

Licensing: This article is published under a CC BY-NC 4.0 license.

Ảnh hưởng của lạm phát đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam giai đoạn 1986-2023

Lý Đại Hùng^{1,*}, Phạm Thành Công¹, Phạm Phú Minh²

¹*Viện Kinh tế Việt Nam*

Số 1 Phố Liễu Giai, Phường Ngọc Hà, Hà Nội, Việt Nam

²*Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương*

Số 6B Phố Hoàng Diệu, Phường Ba Đình, Hà Nội, Việt Nam

Nhận ngày 16 tháng 9 năm 2024

Chỉnh sửa ngày 3 tháng 7 năm 2025; Chấp nhận đăng ngày 25 tháng 10 năm 2025

Tóm tắt: Bài viết phân tích ảnh hưởng của lạm phát đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam trong giai đoạn 1986-2023. Bất bình đẳng thu nhập, là biến số phụ thuộc, được đo lường bằng hệ số GINI. Các biến độc lập được sử dụng bao gồm lạm phát, tỷ lệ nhập khẩu trên GDP (IMP), độ mở tài chính, toàn cầu hóa tài chính và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Kết quả phân tích bằng mô hình BVAR cho thấy rằng lạm phát có tác động làm giảm nhẹ bất bình đẳng thu nhập, điều này trái ngược với quan điểm trước đây cho rằng lạm phát cao làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập. Từ đó, bài viết đề xuất các hàm ý chính sách quan trọng nhằm cải thiện bất bình đẳng thu nhập, bao gồm kiểm soát lạm phát, khuyến khích xuất khẩu, tăng cường chính sách phân phối, hỗ trợ doanh nghiệp, quản lý nhập khẩu và khuyến khích FDI.

Từ khóa: Lạm phát, bất bình đẳng, thu nhập, BVAR.

1. Giới thiệu

Mối liên hệ giữa lạm phát và bất bình đẳng thu nhập đóng vai trò trọng tâm trong các thảo luận cả về học thuật và chính sách bởi tầm ảnh hưởng sâu rộng đối với tiến trình phát triển kinh tế xã hội. Tại nhiều quốc gia, bất bình đẳng kinh tế cũng có xu hướng gia tăng, nhưng riêng tại Việt Nam, xu hướng này khá chậm. Điều này giúp Việt Nam được thế giới đánh giá cao về khả năng phát triển xã hội kèm theo kinh tế, thông qua các bộ chỉ số về phát triển con người (HDI) và phát triển bền vững. Tuy nhiên, bất bình đẳng kinh tế đang đứng trước nhiều thách thức mới trong giai đoạn 2026-2030. Một trong những thách thức đó là việc lạm phát có khả năng gia tăng trong các năm tiếp theo, khi Chính phủ đã xác định ưu tiên nhiều hơn cho việc đạt được mục tiêu tăng trưởng từ 8% trong năm 2025 và 2 con số trong giai đoạn 2026-2030. Và một nền lạm phát cao còn tiềm ẩn kinh hoạt sự gia tăng của bất bình đẳng kinh tế.

Vì vậy, triển vọng phát triển kinh tế - xã hội sắp tới đang đặt ra một câu hỏi bức thiết về tác động của lạm phát đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam. Bài viết này được thực hiện nhằm trả lời cho câu hỏi trên. Kết quả phân tích bằng mô

hình BVAR cho thấy rằng lạm phát (CPI) có tác động giảm nhẹ đến bất bình đẳng thu nhập, điều này trái ngược với quan điểm trước đây cho rằng lạm phát cao làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập, như nhiều nghiên cứu đã chỉ ra cả trong và ngoài nước.

Nội dung của bài viết này thuộc nhánh nghiên cứu về bất bình đẳng thu nhập dưới tác động của lạm phát. Lạm phát cao làm tăng bất bình đẳng thu nhập hoặc tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa lạm phát và bất bình đẳng thu nhập. Trong đó, Monnin (2014) áp dụng phương pháp hồi quy Pooled Ordinary Least Squares (POLS) cho dữ liệu bảng của 10 quốc gia thuộc Tổ chức Hợp tác Phát triển Kinh tế (OECD) trong giai đoạn 1971-2010, chỉ ra rằng khi lạm phát ở mức thấp thì bất bình đẳng thu nhập cao và khi lạm phát tăng lên thì bất bình đẳng giảm dần đến giá trị nhỏ nhất với giá trị ngưỡng lạm phát 13,0%, và sau đó lại tăng lên. Mặt khác, sử dụng phương pháp ước lượng GMM, Nantob (2015) kết luận mối quan hệ phi tuyến của tác động lạm phát lên bất bình đẳng thu nhập cho 46 quốc gia đang phát triển giai đoạn 2000-2012. Tương tự, Balciyar và cộng sự (2018) sử dụng phương pháp hồi quy biến công cụ bán tham số cho bộ dữ liệu bảng theo bang của Hoa Kỳ giai đoạn 1976-2007 đều khẳng định mối quan hệ phi tuyến giữa hai biến này.

* Tác giả liên hệ

Địa chỉ email: hunglydai@gmail.com

<https://doi.org/10.57110/vnu-jeb.v5i5.459>

Bản quyền © 2025 (Các) tác giả

Bài báo này được xuất bản theo CC BY-NC 4.0 license.

Các nghiên cứu gần đây cũng ghi nhận tác động tiêu cực của lạm phát lên bất bình đẳng thu nhập. Law và Soon (2020), sử dụng phương pháp GMM với hai bước và bộ dữ liệu bảng của 65 quốc gia phát triển và đang phát triển giai đoạn 1987-2014, kết luận rằng lạm phát làm tăng bất bình đẳng thu nhập, nhưng tác động này sẽ được giảm nhẹ nhờ chất lượng thể chế tốt. Altunbas và Thornton (2022) sử dụng phương pháp hiệu ứng cố định và mô hình GMM với bộ dữ liệu bảng của 121 quốc gia phát triển và đang phát triển giai đoạn 1971-2015, cho rằng việc áp dụng lạm phát mục tiêu góp phần làm tăng bất bình đẳng thu nhập. Tương tự, Nguyen và cộng sự (2023) tập trung vào 35 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 2002-2021 cũng khẳng định rằng gia tăng lạm phát làm trầm trọng hơn sự bất bình đẳng thu nhập tại các quốc gia này.

Tuy nhiên, vẫn có số ít nghiên cứu, như Bulir (2001) không tìm ra tác động có ý nghĩa của lạm phát thấp đối với bất bình đẳng thu nhập. Việc giảm lạm phát từ mức siêu lạm phát làm giảm bất bình đẳng thu nhập cho 75 quốc gia, nhưng giảm thêm lạm phát xuống một mức rất thấp thì

không còn tác động ý nghĩa đến bất bình đẳng. Hơn nữa, phạm vi nghiên cứu tác động này thường tập trung vào các quốc gia phát triển (như tại các bang của Hoa Kỳ trong nghiên cứu của Balciar và cộng sự, 2018) hoặc một nhóm quốc gia phát triển và đang phát triển, mà thiếu đi các nghiên cứu chuyên sâu về một quốc gia, điển hình như Việt Nam. Bởi vậy, bài viết này đóng góp thêm bằng chứng về tác động của lạm phát đối với bất bình đẳng thu nhập, tập trung vào nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1986-2023.

2. Khung phân tích

2.1. Số liệu

Về chỉ số lạm phát (CPI), giá trị trung bình là 43,030, trong khi giá trị trung vị là 7,110. Sự chênh lệch lớn giữa trung bình và trung vị chỉ ra rằng có những năm với mức lạm phát rất cao, làm tăng giá trị trung bình. Giá trị tối đa đạt 453,538, cho thấy sự xuất hiện của các cú sốc lạm phát lớn trong một số năm. Độ lệch chuẩn của CPI là 107,303, phản ánh sự biến động mạnh mẽ trong mức lạm phát.

Bảng 1: Mô tả biến trong mô hình

Biến	Chỉ số	Nguồn
Bất bình đẳng thu nhập (GINI)	Chỉ số GINI	Cơ sở dữ liệu Bất bình đẳng Thu nhập Thế giới (WID)
Lạm phát (CPI)	Chỉ số giá tiêu dùng	Ngân hàng Thế giới (World Bank)
Độ mở kinh tế (IMP)	Tỷ lệ nhập khẩu so với GDP	Ngân hàng Thế giới (World Bank)
Độ mở tài chính (KAO)	Chỉ số Chinn-Ito	Website Chinn-Ito Index: https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm
Toàn cầu hóa tài chính (KOF)	Chỉ số toàn cầu hóa tài chính	Website của ETH Zurich https://erdw.ethz.ch/en/
Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI)	Đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng	Ngân hàng Thế giới (World Bank)

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ bộ dữ liệu.

Tỷ lệ xuất khẩu trên GDP (EXP) có giá trị trung bình là 55,501 và trung vị là 58,202. Sự khác biệt giữa trung bình và trung vị khá nhỏ cho thấy phân phối của tỷ lệ xuất khẩu gần như đều. Giá trị tối đa của EXP là 94,230, cho thấy một số quốc gia có tỷ lệ xuất khẩu rất cao so với GDP. Độ lệch chuẩn là 24,068, cho thấy sự biến động đáng kể trong tỷ lệ xuất khẩu.

Chỉ số vốn đầu tư nước ngoài (FDI) có trung bình là 21,202 và trung vị là 21,559. Giá trị tối đa đạt 23,503, trong khi giá trị tối thiểu là 10,597, cho thấy một mức độ đầu tư nước ngoài tương đối ổn định với một số ngoại lệ. Độ lệch chuẩn của FDI là 2,712, cho thấy sự biến động thấp hơn so với CPI và EXP, điều này có thể cho thấy sự ổn định trong dòng vốn đầu tư quốc tế.

Bất bình đẳng thu nhập (GINI) có trung bình là 0,578 và trung vị là 0,579, với giá trị tối đa là 0,604 và tối thiểu là 0,559. Độ lệch chuẩn của

GINI chỉ 0,011, cho thấy mức độ bất bình đẳng thu nhập khá ổn định trong tập dữ liệu. Sự ổn định này có thể phản ánh những chính sách xã hội và thu nhập tương đối đồng nhất giữa các quốc gia trong nghiên cứu.

Tỷ lệ nhập khẩu trên GDP (IMP) có trung bình là 60,017 và trung vị là 63,002. Với giá trị tối đa là 94,180 và giá trị tối thiểu là 14,797, bảng dữ liệu cho thấy sự biến động rõ rệt trong tỷ lệ nhập khẩu. Độ lệch chuẩn của IMP là 20,858, điều này cho thấy tỷ lệ nhập khẩu có thể bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi các yếu tố như chính sách thương mại hoặc biến động trong giá cả hàng hóa quốc tế.

Chỉ số Kaopen (KAO) có trung bình là -0,916 và trung vị là -1,242, với giá trị tối đa là -0,166 và tối thiểu là -1,931. Độ lệch chuẩn của KAO là 0,694, cho thấy sự biến động trong mức độ tự do tài chính giữa các quốc gia. Các giá trị

âm của KAO phản ánh mức độ kiểm soát tài chính khá chặt chẽ tại các quốc gia trong mẫu.

Cuối cùng, chỉ số toàn cầu hóa tài chính (KOF) có trung bình là 47,188 và trung vị là 45,910, với giá trị tối đa là 66,587 và tối thiểu là 30,287. Độ lệch chuẩn của KOF là 11,765, cho

thấy sự biến động tương đối trong mức độ toàn cầu hóa tài chính. Các quốc gia với giá trị KOF cao hơn có thể trải qua mức độ hội nhập tài chính quốc tế mạnh mẽ hơn, trong khi các quốc gia với giá trị thấp hơn có thể đang duy trì mức độ toàn cầu hóa tài chính thấp hơn.

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả

	CPI	EXP	FDI	GINI	IMP	KAO	KOF
Trung bình	43,030	55,501	21,202	0,578	60,017	- 0,916	47,188
Trung vị	7,110	58,202	21,559	0,579	63,002	-1,242	45,910
Lớn nhất	453,538	94,230	23,503	0,604	94,180	-0,166	66,587
Nhỏ nhất	-1,770	3,945	10,597	0,559	14,797	-1,931	30,287
Độ lệch chuẩn	107,303	24,068	2,712	0,011	20,858	0,694	11,765

Ghi chú: Dấu () là thể hiện giá trị âm.

Nguồn: Tác giả tính toán trên Eview 10.0.

2.2. Mô hình

Căn cứ vào các nghiên cứu trước, bài viết đề xuất mô hình định lượng với dạng sau:

$$GINI_t = A_0 + A_1CPI_{t-1} + A_2EXP_{t-2} + A_3IMP_{t-3} + A_4KAO_{t-4} + A_5KOF_{t-5} + A_6FDI_{t-6} + U_t \quad (1)$$

Để xác định tác động của hội nhập kinh tế quốc tế đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam, nghiên cứu này lựa chọn danh sách biến số dựa trên mối quan hệ lý thuyết và tính khả dụng của dữ liệu. Trong đó, lạm phát (CPI) đóng vai trò trọng tâm của mô hình, cho biết ảnh hưởng của lạm phát đến bất bình đẳng kinh tế. Các biến số về xuất khẩu (EXP), nhập khẩu (IMP) và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) thể hiện cho các động lực tăng trưởng của nền kinh tế, tạo ra nền tảng cho sự thay đổi của bất bình đẳng kinh tế. Như lý thuyết về đường cong Kuznets (Kuznets, 1955) và nhiều bằng chứng thực nghiệm sau này như Jones (2015) ghi nhận, tăng trưởng kinh tế liên quan đến bất bình đẳng kinh tế theo một hình thái phi tuyến tính, hình dung như một chữ U-ngược. Vì vậy, các biến số quyết định tăng trưởng cũng có tiềm năng tác động đến bất bình đẳng kinh tế. Ngoài ra, mô hình cũng tính đến bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế của Việt Nam, thể hiện qua độ mở về vốn (KAO) và độ mở về tài chính (KOF). Như lập điểm của Stiglitz (2018) và các bằng chứng khác, toàn cầu hóa cũng tiềm ẩn nguyên nhân gia tăng bất bình đẳng kinh tế do sự phân phối nguồn lực và thành quả giữa các quốc gia.

Đồng thời, nghiên cứu cũng sử dụng phương pháp phân tích định lượng với mô hình BVAR (Bayesian VAR). Kết quả từ mô hình BVAR được đánh giá dựa trên các tiêu chí như MSE (Mean Squared Error) hoặc MAE (Mean Absolute Error). Cuối cùng, nghiên cứu bằng mô hình BVAR có thể được ứng dụng để đánh giá tác động của các chính sách kinh tế và dự đoán các xu hướng trong tương lai.

3. Bằng chứng thực nghiệm

3.1. Hệ số hồi quy

Kết quả hồi quy mô hình BVAR với biến phụ thuộc là GINI tại độ trễ 3 cung cấp cái nhìn chi tiết về mối quan hệ giữa bất bình đẳng thu nhập và các yếu tố kinh tế khác nhau.

Chỉ số lạm phát (CPI(-3)) có hệ số -0,0000184, cho thấy tác động âm đối với GINI. Điều này cho thấy lạm phát có tác động làm giảm mức độ bất bình đẳng trong phân phối thu nhập tại Việt Nam trong giai đoạn 1986-2023 vừa qua.

Mặc dù kết quả này khác so với kỳ vọng ban đầu về mô hình, nhưng cũng khá khớp với nhiều nghiên cứu đã thực hiện trên thế giới. Hình thái tác động của lạm phát đến bất bình đẳng thu nhập có thể tuân theo hình chữ U, mà khi lạm phát tăng, bất bình đẳng kinh tế suy giảm dần rồi lại tăng lên (Monnin, 2014). Bằng chứng của mô hình BVAR trong bài viết tương ứng với phần dốc xuống của hình chữ U. Bên cạnh đó, mối quan hệ giữa lạm phát và bất bình đẳng kinh tế cũng có thể tồn tại dạng chữ U ngược, với điểm uốn ở mức lạm phát đạt 109%, theo kết quả của Nantob (2015) với dữ liệu gồm 46 nền kinh tế đang phát triển từ năm 2000 đến 2012. Trong bối cảnh lạm phát của Việt Nam chỉ đạt tối đa 2 con số kể từ năm 2000 cho đến nay, kết quả của bài viết phù hợp hơn với bằng chứng của Monnin (2014).

Tỷ lệ xuất khẩu trên GDP (DEXPP(-3)) với hệ số 0,00000636 cho thấy tác động dương đối với GINI. Điều này phản ánh nhận định của Camera và Chien (2014) rằng sự gia tăng xuất khẩu có thể làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập, do sự phân bổ lợi ích từ xuất khẩu không đồng đều giữa các nhóm thu nhập.

Chỉ số Kaopen (DKAO(-3)) có hệ số -0,000102 cho thấy tác động âm đối với GINI. Trong khi đó, tỷ lệ nhập khẩu trên GDP (DIMP(-3)) với hệ số 0,0000363 cho thấy tác động dương đối với GINI. Điều này có thể hỗ trợ quan điểm của Erosa và Ventura (2002) rằng sự gia tăng trong nhập khẩu có thể dẫn đến gia tăng bất bình

đăng thu nhập do các tác động không đồng đều từ thương mại quốc tế.

Chỉ số toàn cầu hóa tài chính (KOF(-3)) với hệ số 0,0000157 cho thấy tác động dương đối với GINI, điều này phản ánh rằng toàn cầu hóa tài chính có thể gia tăng bất bình đẳng thu nhập. Kết quả này hỗ trợ nghiên cứu của Bougheas và cộng sự (2009), khi cho rằng toàn cầu hóa tài chính có thể dẫn đến bất bình đẳng thu nhập tăng cao do sự phân bổ không đồng đều lợi ích toàn cầu.

Vốn đầu tư nước ngoài (FDI(-3)) với hệ số -0,000163 cho thấy tác động âm đối với GINI. Kết quả này phản ánh quan điểm của Phan và Trương (2014) khi cho rằng sự gia tăng vốn đầu tư nước ngoài có thể làm giảm bất bình đẳng thu nhập thông qua việc tạo ra nhiều cơ hội việc làm và cải thiện điều kiện sống cho các nhóm thu nhập thấp.

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình BVAR tại độ trễ là 3

	GINI	CPI	DEXP	DKAO	DIMP	KOF	FDI
GINI(-3)	-1,15E-02	13,25179	-2,53136	-0,39945	-4,36049	-5,49771	-0,36056
	-3,14E-02	-11,7985	-14,524	-0,59044	-23,6503	-16,7453	-1,09335
	-0,36461	1,12318	-0,17429	-0,67655	-0,18437	-0,32831	-0,32978
CPI(-3)	-1,84E-05	0,201525	-0,01145	-0,00185	-0,05034	-0,02034	0,000092
	-2,70E-05	-0,01031	-0,01268	-0,00052	-0,02072	-0,01468	-0,00096
	-0,67147	19,5496	-0,90307	-3,58696	-2,42967	-1,38539	0,09618
DEXP(-3)	6,36E-06	0,008341	-0,03444	0,000676	0,011453	0,05009	-0,00294
	-6,70E-05	-0,02531	-0,03142	-0,00127	-0,05082	-0,03602	-0,00235
	0,09528	0,32959	-1,09640	0,53364	0,22535	1,39055	-1,25121
DKAO(-3)	-1,02E-04	0,19095	0,822497	-0,00770	0,135461	-1,06127	0,037718
	-1,62E-03	-0,61203	-0,75393	-0,03092	-1,22502	-0,86658	-0,0566
	-0,06289	0,31199	1,09095	-0,24926	0,11058	-1,22467	0,66634
DIMP(-3)	3,63E-05	0,012492	-0,00798	-0,00066	-0,03218	-0,00167	-0,00008
	-4,10E-05	-0,01558	-0,01915	-0,00078	-0,03161	-0,02222	-0,00145
	0,88506	0,80165	-0,41700	-0,85168	-1,01820	-0,07525	-0,05832
KOF(-3)	1,57E-05	-0,00511	0,000601	-0,00059	-0,00500	0,010868	0,001546
	-5,70E-05	-0,0216	-0,02653	-0,00108	-0,04342	-0,03109	-0,00201
	0,27702	-0,23661	0,02266	-0,55455	-0,11529	0,34953	0,76891
FDI(-3)	-0,00016	-0,51649	0,424206	-0,01310	-0,14604	0,072783	0,053057
	-0,00083	-0,31653	-0,38911	-0,01582	-0,63742	-0,45265	-0,02977
	-0,19564	-1,63174	1,09020	-0,82869	-0,22912	0,16079	1,78204

Ghi chú: Kết quả hồi quy bằng mô hình BVAR với các biến số về bất bình đẳng thu nhập (GINI), lạm phát (CPI), xuất khẩu (EXP), nhập khẩu (IMP), độ mở vốn (KAO), độ mở tài chính (KOF) và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Biến số có thêm chữ D đằng trước, thể hiện cho độ trễ của biến số.

Nguồn: Số liệu từ tính toán của tác giả trên Eview 10.0.

Bảng 5: Phân rã phương sai dự báo của hệ số Gini

Thời kỳ	S.E.	GINI	CPI	DEXP	DIMP	DKAO	FDI	KOF
1	0,0079	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0086	98,4357	0,0332	0,7317	0,0049	0,2753	0,2530	0,2661
3	0,0088	97,7509	0,0335	0,8534	0,0130	0,4924	0,3853	0,4715
4	0,0089	97,4059	0,0384	0,8839	0,0139	0,5224	0,4873	0,6482
5	0,0089	97,1902	0,0487	0,8966	0,0138	0,5265	0,5526	0,7715
6	0,0089	97,0516	0,0577	0,9018	0,0138	0,5269	0,5958	0,8524
7	0,0089	96,9615	0,0645	0,9043	0,0138	0,5268	0,6246	0,9046
8	0,0089	96,9028	0,0693	0,9057	0,0137	0,5265	0,6435	0,9385
9	0,0089	96,8644	0,0725	0,9065	0,0137	0,5264	0,6559	0,9605
10	0,0089	96,8393	0,0747	0,9070	0,0137	0,5262	0,6641	0,9749

Ghi chú: Kết quả hồi quy bằng mô hình BVAR với các biến số về bất bình đẳng thu nhập (GINI), lạm phát (CPI), xuất khẩu (EXP), nhập khẩu (IMP), độ mở vốn (KAO), độ mở tài chính (KOF) và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Biến số có thêm chữ D đằng trước, thể hiện cho độ trễ của biến số. S.E là độ lệch chuẩn.

Nguồn: Số liệu từ tính toán của tác giả trên Eview 10.0.

3.2. Phân rã phương sai dự báo

Phân rã phương sai của mô hình BVAR với biến GINI cho thấy sự đóng góp của từng yếu tố vào sự biến động của biến GINI qua thời gian. Theo Bảng 5, trong giai đoạn đầu (kỳ 1), phần lớn sự biến động của GINI được giải thích bởi chính nó, đạt gần 100%. Tuy nhiên, tỷ lệ này giảm dần và ổn định ở khoảng 96,84% vào kỳ 10. Điều này cho thấy trong ngắn hạn, biến GINI chủ yếu chịu ảnh hưởng bởi các yếu tố nội tại của nó, trong khi ảnh hưởng từ các yếu tố khác rất nhỏ.

Đối với các yếu tố khác, CPI (chỉ số lạm phát) có tỷ lệ giải thích tăng từ 0% ở kỳ 1 lên khoảng 0,07% ở kỳ 10, cho thấy ảnh hưởng của CPI đối với GINI là khá hạn chế và chỉ gia tăng nhẹ qua thời gian. Tương tự, tỷ lệ giải thích của DEXPP (tỷ lệ xuất khẩu trên GDP) cũng tăng từ 0% đến khoảng 0,91% trong 10 kỳ, cho thấy ảnh hưởng nhỏ của xuất khẩu đối với bất bình đẳng thu nhập, DIMP (tỷ lệ nhập khẩu trên GDP) cho thấy ảnh hưởng không đáng kể, tăng từ 0% lên khoảng 0,01% trong cùng kỳ.

DKAO (chỉ số Kaopen) có mức giải thích tăng từ 0% đến 0,53% theo thời gian, phản ánh mức độ ảnh hưởng tương đối nhẹ so với các yếu tố khác. Trong khi đó, FDI cho thấy tỷ lệ giải thích cao hơn, từ 0% ở kỳ 1 đến 0,66% ở kỳ 10, cho thấy FDI có tác động đáng kể hơn đối với GINI. Đáng chú ý, KOF (chỉ số toàn cầu hóa tài chính) có phần giải thích tăng từ 0% lên 0,97%, thể hiện ảnh hưởng ngày càng mạnh của quá trình toàn cầu hóa tài chính đối với biến động của GINI.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả phân tích của mô hình BVAR với một bộ dữ liệu theo năm về Việt Nam trong giai đoạn 1986-2023 cho thấy rằng lạm phát (CPI) có tác động giảm nhẹ đến bất bình đẳng thu nhập. Tuy kết quả này trái ngược với quan điểm trước đây cho rằng lạm phát cao làm gia tăng bất bình đẳng, nhưng cũng tương hợp với các bằng chứng quốc tế về hình thái phi tuyến tính giữa lạm phát và bất bình đẳng thu nhập. Bài viết gợi ý một số hàm ý chính sách quan trọng để điều chỉnh và cải thiện tình trạng bất bình đẳng trong nền kinh tế, bao gồm kiểm soát lạm phát, khuyến khích xuất khẩu và tăng cường chính sách phân phối, hỗ trợ tài chính cho doanh nghiệp, quản lý nhập khẩu đảm bảo công bằng và khuyến khích đầu tư nước ngoài.

Lời cảm ơn

Bài viết này là sản phẩm của nhiệm vụ cấp Bộ về "Xây dựng Bộ chỉ số bất bình đẳng xã hội" (Chương trình trọng điểm cấp Bộ "Xây dựng Bộ chỉ số đảm bảo an sinh quốc gia"), do Viện Kinh

tế Việt Nam chủ trì, Viện Hàn lâm Khoa học Xã hội Việt Nam tài trợ.

Tài liệu tham khảo

- Altunbas, Y., & Thornton, J. (2022). Does inflation targeting increase income inequality? *Journal of Post Keynesian Economics*, 45(4), 558–580. <https://doi.org/10.1080/01603477.2022.2101475>
- Balcilar, M., Chang, S., Gupta, R., & Miller, S. M. (2018). The relationship between the inflation rate and inequality across U.S. States: A semiparametric approach. *Quality & Quantity*, 52(5), 2413–2425. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2926546>
- Bougheas, S., Mateut, S., & Mizen, P. (2009). Corporate trade credit and inventories: New evidence of a trade-off from accounts payable and receivable. *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 300–307. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4669198
- Bulir, A. (2001). Income inequality: Does inflation matter? *IMF Staff Papers*, 48(1), 139–159. <https://doi.org/10.2307/4621662>
- Camera, G., & Chien, Y. (2014). Understanding the distributional impact of long-run inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(6), 1137–1170. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jmc.b.12136>
- Erosa, A., & Ventura, G. J. (2002). On inflation as a regressive consumption tax. *Journal of Monetary Economics*, 49(4), 761–795. <https://doi.org/10.2139/ssrn.199168>
- Jones, C. I. (2015). Pareto and Piketty: The macroeconomics of top income and wealth inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 29–46. <https://doi.org/10.1257/jep.29.1.29>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, XLV(1), 1–28. <https://assets.aeaweb.org/asset-server/files/9438.pdf>
- Law, C. H., & Soon, S. V. (2020). The impact of inflation on income inequality: The role of institutional quality. *Applied Economics Letters*, 27(21), 1735–1738. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1717425>
- Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper Series*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2444710>
- Nantob, N. (2015). Income inequality and inflation in developing countries: An empirical investigation. *Economics Bulletin*, 35(4), 2888–2902. <https://ideas.repec.org/a/ebl/ecbull/eb-15-00481.html>
- Nguyen, V. B., Le, D. T. N., Nguyen, T. T. H., Tran, N. T. M., Ngo, N. N. D., & Vo, T. G. (2023). The effect of inflation on income inequality in developing economies: Empirical evidence. *Ho Chi Minh City Open University Journal of Science: Economics and Business Administration*, 19(3), 16–26. <https://doi.org/10.46223/HCMCOUJS.econ.vi.19.3.2617.2024>
- Phan, D. N., & Truong, T. H. N. (2014). The impact of trade on income inequality: Evidence from Vietnam. *Vietnam Journal of Economics*, 12(1), 85–101.
- Stiglitz, J. E. (2018). Globalism's discontents. In D. B. Grusky & J. Hill (Eds.), *The inequality reader* (pp. 672–680). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429494468-70>