
TÁC ĐỘNG BẤT ĐỐI XỨNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN SỐ ĐẾN BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP TẠI VIỆT NAM: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ

Nguyễn Thị Hồng Anh

Trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh

Email: nguyenthihonganh@iuh.edu.vn

Phạm Đức Huy*

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: huypham@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2684

Ngày nhận: 01/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 18/11/2025

Ngày duyệt đăng: 22/01/2026

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2684

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét tác động bất đối xứng của tài chính toàn diện số đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam giai đoạn 2000-2023, đồng thời đánh giá vai trò điều tiết của chất lượng thể chế. Ứng dụng mô hình ARDL phi tuyến, kết quả cho thấy các cú sốc làm suy giảm tài chính toàn diện số khiến bất bình đẳng gia tăng rõ rệt, trong khi việc mở rộng chỉ giúp giảm bất bình đẳng ở mức hạn chế. Chất lượng thể chế khi được cải thiện làm bất bình đẳng tăng trong ngắn hạn và dài hạn do chi phí tuân thủ và quá trình chuyển đổi, nhưng khi đi cùng tài chính toàn diện số thì thể chế mạnh lại khuếch đại hiệu ứng bình đẳng hóa và hạn chế rủi ro phân phối. Hàm ý chính sách là cần duy trì sự ổn định của hạ tầng tài chính số, ngăn chặn các cú sốc tiêu cực, đồng thời cải thiện chất lượng quản trị và thúc đẩy năng lực số và tài chính để bảo đảm lợi ích tài chính toàn diện số lan tỏa rộng rãi, góp phần giảm bất bình đẳng thu nhập bền vững.

Từ khóa: Bất đối xứng, tài chính toàn diện số, bất bình đẳng thu nhập, chất lượng thể chế.

Mã JEL: G20, O16, D63, C22.

Asymmetric effects of digital financial inclusion on income inequality in Vietnam: The moderating role of institutional quality

Abstract:

This research examines the asymmetric effects of digital financial inclusion on income inequality in Vietnam during 2000-2023, with a particular focus on the moderating role of institutional quality. By using a nonlinear ARDL model, the results reveal that negative shocks to digital financial inclusion significantly increase inequality, whereas expansion only produces modest reductions. Improvements in institutional quality alone are associated with rising inequality in both the short and long run, reflecting compliance costs and transitional frictions. However, when combined with digital financial inclusion, stronger institutions amplify the equalizing effect and mitigate distributional risks. Policy implications highlight the importance of maintaining the stability of digital financial infrastructure, preventing negative shocks, strengthening governance quality, and promoting digital and financial literacy. These measures are essential to ensure that the benefits of digital financial inclusion are widely diffused and contribute to a sustainable reduction in income inequality.

Keywords: Asymmetry, digital financial inclusion, income inequality, institutional quality.

JEL codes: G20, O16, D63, C22.

1. Giới thiệu

Theo Sethi & cộng sự (2021), bất bình đẳng thu nhập là thách thức lớn đối với kinh tế học phát triển và hoạch định chính sách và sự gia tăng bất bình đẳng không chỉ làm suy giảm phúc lợi mà còn tạo “bẫy nghèo”, gắn với bất ổn xã hội và suy giảm niềm tin thể chế (Khanday & Tarique, 2023; Piketty & Yang, 2022). Do đó, thu hẹp bất bình đẳng thu nhập là điều kiện cho tăng trưởng toàn diện, bền vững (Berg & cộng sự, 2018; Park & Mercado, 2015) và giảm rủi ro nghèo đói (Mallick & cộng sự, 2020). Tài chính toàn diện (FI) nổi lên như công cụ quan trọng để xử lý bất bình đẳng, nhờ mở rộng dịch vụ tài chính thiết yếu cho nhóm yếu thế, qua đó thúc đẩy tăng trưởng và giảm chênh lệch (Ouechtati, 2020). Tuy nhiên, FI chủ yếu dựa trên hạ tầng tài chính truyền thống (chi nhánh, ATM, quan hệ tín dụng trực tiếp), còn tài chính toàn diện số (DFI) dựa trên nền tảng số, dữ liệu lớn và thuật toán, nên cơ chế và cường độ tác động đến bất bình đẳng có thể khác biệt đáng kể so với FI (Demir & cộng sự, 2022; Omar & Inaba, 2020; Yan & cộng sự, 2024).

Trong bối cảnh fintech phát triển nhanh, tài chính toàn diện số (DFI) mở rộng mạnh khả năng tiếp cận và sử dụng dịch vụ tài chính chính thức qua nền tảng số tại nhiều nền kinh tế mới nổi, ngay cả khi FI truyền thống còn hạn chế (Khera, 2021). DFI giúp các nhóm có lịch sử tín dụng yếu tiếp cận thanh toán, tiết kiệm, tín dụng và bảo hiểm với chi phí thấp hơn, qua đó cải thiện khả năng chống chịu rủi ro và tham gia hoạt động kinh tế của các hộ thu nhập thấp (Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023). Tuy nhiên, khoảng cách số khiến nhóm giàu hưởng lợi nhiều hơn từ công nghệ, trong khi các mô hình chấm điểm và xét duyệt tự động dựa trên dữ liệu không đại diện có thể dẫn tới các quyết định tín dụng bất lợi cho nhóm yếu thế (lãi suất cao, hạn mức thấp, từ chối cho vay), qua đó làm gia tăng bất bình đẳng trong tiếp cận tài chính (Balasundaram & cộng sự, 2025; Le, 2025). Do đó, trong khi nhiều nghiên cứu ghi nhận FI phần lớn có xu hướng giảm nghèo và bất bình đẳng (Omar & Inaba, 2020; Ouechtati, 2020; Park & Mercado, 2015; Rasheed & cộng sự, 2024), các bằng chứng gần đây cho thấy tác động của DFI tới bất bình đẳng vừa có thể thu hẹp, vừa có thể gia tăng chênh lệch thu nhập, tùy thuộc vào cấu trúc tiếp cận số và đặc điểm thể chế (Balasundaram & cộng sự, 2025; Le, 2025; Li & cộng sự, 2022; Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023). Hơn nữa, lợi ích từ giai đoạn mở rộng DFI có thể khác đáng kể so với giai đoạn thu hẹp DFI hoặc khi xảy ra các cú sốc kinh tế; trên thực tế, “cú sốc âm” DFI có thể bắt nguồn từ siết chặt quy định, sự cố an ninh mạng hoặc gián đoạn hạ tầng số, làm suy giảm đột ngột mức độ sử dụng DFI của các nhóm phụ thuộc mạnh vào kênh này, qua đó tạo ra tác động bất đối xứng lên phân phối thu nhập (Aik & Zhang, 2023; Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023).

Trên toàn cầu, nhiều quốc gia đẩy mạnh tài chính toàn diện số (DFI) để thu hẹp khoảng cách giàu nghèo và thúc đẩy tăng trưởng công bằng, song song với cải cách khung pháp lý nhằm mở rộng tiếp cận dịch vụ tài chính số (Khera, 2021). Tuy nhiên, hiệu quả của DFI phụ thuộc đáng kể vào pháp quyền và chất lượng thể chế: thể chế mạnh có thể củng cố tác động bình đẳng hóa của DFI thông qua bảo vệ người tiêu dùng, thúc đẩy cạnh tranh, bảo đảm quyền dữ liệu và chuẩn e-KYC hiệu quả (Law & cộng sự, 2014; Kaufmann & cộng sự, 2010), trong khi hiệu quả giảm bất bình đẳng của tài chính toàn diện nói chung chỉ thực sự phát huy khi chất lượng thể chế đủ cao (Ouechtati, 2020; Van & cộng sự, 2022). Trong bối cảnh tài chính số, Lu & cộng sự (2022) và Liu & Yang (2023) cho thấy thể chế mạnh khuếch đại tác động tích cực của DFI lên tăng trưởng, còn thể chế yếu có thể làm suy giảm hoặc bóp méo lợi ích này, hàm ý cùng một mức thay đổi của DFI (kể cả cú sốc dương hay âm) có thể dẫn tới kết quả rất khác nhau về bất bình đẳng thu nhập dưới các cấu trúc thể chế khác nhau (Law & cộng sự, 2014; Shen & cộng sự, 2025; Van & cộng sự, 2022). Tại Việt Nam, dù tài chính toàn diện số đã có bước tiến quan trọng thông qua gia tăng thanh toán số và ví điện tử, các hạn chế về kết nối nông thôn, hiểu biết tài chính và khung bảo vệ người tiêu dùng vẫn cản trở việc lan tỏa đầy đủ lợi ích của DFI. Do đó, làm rõ mối liên hệ giữa DFI và bất bình đẳng thu nhập trong điều kiện thể chế đặc thù của Việt Nam là yêu cầu cấp thiết về mặt nghiên cứu và chính sách, nhất là khi tăng trưởng toàn diện được coi là điều kiện tiên quyết cho phát triển bền vững.

2. Tổng quan nghiên cứu

Stiglitz & Weiss (1981) cho thấy bất cân xứng thông tin dẫn đến hạn chế tín dụng: lãi suất cao khiến chủ

thể ưa rủi ro tiếp tục vay, nhóm thận trọng rút lui, nên ngân hàng duy trì “rationing” và nhiều hộ gia đình, doanh nghiệp vừa và nhỏ bị loại trừ. Trong bối cảnh số hóa, DFI với eKYC, dữ liệu thay thế và hạ tầng thanh toán thời gian thực có thể giảm bất cân xứng, giúp sàng lọc tốt hơn và mở rộng tín dụng cho nhóm thu nhập thấp, qua đó thu hẹp chênh lệch. Tuy nhiên, Greenwood & Jovanovic (1990) lập luận phát triển tài chính có tác động bất đối xứng: giai đoạn đầu nhóm giàu hưởng lợi nhờ chi phí cố định và kỹ năng, làm bất bình đẳng tăng; về sau, khi hệ thống hoàn thiện và chi phí biên giảm, lợi ích lan tỏa và bất bình đẳng giảm. Trong kỷ nguyên số, DFI cũng đòi hỏi thiết bị và kỹ năng nên nhóm giàu hưởng lợi trước, nhưng khi ví điện tử, eKYC và dữ liệu thay thế được phổ cập, chi phí giao dịch giảm và cơ hội dần mở rộng tới nhóm yếu thế. Ngoài ra, Kaufmann & Kraay (2002), Kaufmann & cộng sự (2010) và Hayat (2019) cho thấy thể chế mạnh gắn với tăng trưởng và phân phối công bằng; quản trị minh bạch và cạnh tranh công bằng cho phép DFI phát huy vai trò bình đẳng hóa, trong khi thể chế yếu khiến lợi ích DFI tập trung vào nhóm có quan hệ và năng lực tốt hơn, làm bất bình đẳng gia tăng.

Nghiên cứu của Omar & Inaba (2020) cho thấy tại các nước đang phát triển, mở rộng tài chính toàn diện giúp giảm nghèo và bất bình đẳng thông qua việc gia tăng khả năng tiếp cận vốn cho nhóm thu nhập thấp. Cùng quan điểm, Demir & cộng sự (2022) bổ sung rằng công nghệ tài chính và các dịch vụ tài chính toàn diện không chỉ cải thiện hiệu quả phân bổ vốn mà còn giúp giảm chênh lệch thu nhập, nhất là ở những phân vị thấp trong phân phối thu nhập. Trong khi đó, Khera (2021) cho thấy việc mở rộng tài chính toàn diện số (DFI Index) ở nhiều quốc gia mới nổi gắn liền với kết quả phân phối công bằng hơn. Bổ sung cho những quan điểm này, Xu & cộng sự (2024) khẳng định năng lực tài chính số đóng vai trò trung gian trong tác động này, đặc biệt tại nông thôn nơi thiếu tiếp cận dịch vụ truyền thống. Tương tự, Yan & cộng sự (2024) cũng phát hiện DFI thúc đẩy dịch chuyển thu nhập đi lên thông qua khuyến khích hộ gia đình tham gia kinh doanh và tạo việc làm. Một số nghiên cứu khác nhấn mạnh yếu tố khu vực và xã hội, như Aik & Zhang (2023) chứng minh DFI có tác động rõ rệt trong việc thu hẹp chênh lệch thu nhập giữa thành thị và nông thôn. Trong khi đó, Khalid & Yang (2021) dù không trực tiếp nghiên cứu DFI, nhưng cho thấy phân hóa xã hội và sắc tộc tại Malaysia có liên hệ với bất bình đẳng thu nhập, từ đó ngụ ý rằng chính sách tài chính toàn diện có thể là công cụ giảm chia rẽ và nâng cao công bằng.

Nhìn chung, tài chính toàn diện và tài chính toàn diện số được xem là đòn bẩy quan trọng để giảm bất bình đẳng thu nhập nhờ mở rộng tiếp cận cho các nhóm bị bỏ lại phía sau (Omar & Inaba, 2020; Demir & cộng sự, 2022; Khera, 2021; Xu & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, các nghiên cứu gần đây cho thấy tác động của DFI là bất cân xứng. Demir & cộng sự (2022) dùng hồi quy phân vị cho thấy hiệu ứng giảm bất bình đẳng của công nghệ tài chính mạnh nhất ở nhóm thu nhập thấp và suy giảm dần ở nhóm thu nhập cao. Trong bối cảnh số hóa, Xu & cộng sự (2024) chỉ ra năng lực tài chính số giúp nông dân tận dụng DFI để cải thiện thu nhập, trong khi nhóm thiếu kỹ năng số ít hưởng lợi, làm xuất hiện khoảng cách số. Tương tự, Yan & cộng sự (2024) chứng minh DFI thúc đẩy dịch chuyển thu nhập đi lên thông qua hoạt động kinh doanh, nhưng hiệu ứng tập trung ở các hộ có khả năng tiếp cận công nghệ tốt. Aik & Zhang (2023) cho thấy DFI giảm chênh lệch thu nhập thành thị - nông thôn, song mức độ hiệu quả phụ thuộc vào mức độ sẵn sàng công nghệ của từng địa phương. Ngược lại, Rasheed & cộng sự (2024) cảnh báo rằng trong bối cảnh giám sát yếu, mở rộng DFI có thể dẫn tới vay nợ quá mức, làm bất bình đẳng gia tăng.

Điểm chung trong các nghiên cứu này là tác động giảm bất bình đẳng của DFI không đồng đều giữa các nhóm và phụ thuộc mạnh vào mức độ phát triển công nghệ, hạ tầng và kỹ năng số, qua đó củng cố quan điểm DFI chỉ phát huy hiệu quả khi đi kèm với điều kiện công nghệ và quản lý thích hợp (Demir & cộng sự, 2022; Xu & cộng sự, 2024; Yan & cộng sự, 2024). Điều này hàm ý chất lượng thể chế là yếu tố quyết định DFI cải thiện hay làm trầm trọng thêm bất bình đẳng. Amnas & cộng sự (2024) cho thấy năng lực tài chính số và khung pháp lý hỗ trợ đóng vai trò điều tiết, giúp khuếch đại hiệu ứng tích cực của DFI, trong khi Khera (2021) nhấn mạnh ở các nền kinh tế mới nổi, thể chế yếu dễ làm méo mó hoặc triệt tiêu lợi ích DFI. Aik & Zhang (2023) chỉ ra tác động thu hẹp chênh lệch vùng miền gắn với năng lực quản trị địa phương; Khalid & Yang (2021) cho thấy phân hóa thể chế và xã hội góp phần duy trì bất bình đẳng, hàm ý thể chế vững là điều kiện cần để DFI thực sự hỗ trợ giảm chênh lệch. Xu & cộng sự (2024) xem năng lực tài chính số – chịu

ảnh hưởng bởi chính sách giáo dục và đào tạo – như một kênh điều tiết khác của thể chế, trong khi Rasheed & cộng sự (2024) cảnh báo rủi ro tín dụng số gia tăng khi thiếu giám sát. Tóm lại, các nghiên cứu Aik & Zhang (2023), Amnas & cộng sự (2024), Demir & cộng sự (2022), Khera (2021) và Khalid & Yang (2021) đều chỉ ra chất lượng thể chế là “điều kiện nền” quyết định DFI làm giảm hay gia tăng bất bình đẳng, hàm ý cần thúc đẩy DFI song song với cải thiện quản trị để bảo đảm lợi ích phân phối công bằng.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Trong nghiên cứu này, chúng tôi xây dựng mô hình kiểm định tác động của tài chính toàn diện số (DFI) và vai trò điều tiết của chất lượng thể chế (RQ) đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam giai đoạn 2000–2023, với GINI đo bằng Palma ratio. Mô hình dựa trên ba nền tảng lý thuyết: Stiglitz & Weiss (1981) về bất cân xứng thông tin và hạn chế tín dụng; Greenwood & Jovanovic (1990) về quan hệ phi tuyến giữa phát triển tài chính và bất bình đẳng; và Kaufmann & Kraay (2002; 2010) về vai trò quản trị. DFI, thông qua eKYC và dữ liệu thay thế, giúp nới lỏng hạn chế tín dụng và cải thiện tiếp cận vốn cho nhóm yếu thế (Demir & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, lợi ích này chỉ lan tỏa mạnh khi có thể chế tốt, như Aik & Zhang (2023) chứng minh. Hơn nữa, hiệu quả chính sách tài chính phụ thuộc vào chất lượng quản trị, khiến biến tương tác DFI × RQ trở thành yếu tố quyết định (Amnas & cộng sự, 2024). Mô hình được đề xuất như sau:

$$GINI_t = \beta_0 + \beta_1 DFI_t + \beta_2 RQ_t + \beta_3 (DFI_t \times RQ_t) + \beta_4 \ln GDPpc_t + \beta_5 TRADE_t + \beta_6 INF_t + \beta_7 POP_t + u_t$$

Trong đó, chỉ số $GINI_t$ là chỉ số đại diện cho bất bình đẳng thu nhập ở thời kỳ t ở Việt Nam, do hệ số Gini được cung cấp bởi WIID bị khuyết dữ liệu, chúng tôi sử dụng chỉ số Palma ratio cùng với tỷ trọng thu nhập của nhóm 10% giàu nhất (Top 10% share) và nhóm 50% nghèo nhất (Bottom 50% share) làm bộ chỉ số thay thế (Cobham & Sumner, 2013).

Biến độc lập gồm: Chỉ số tài chính toàn diện số (DFI) được xây dựng từ 09 chỉ tiêu: (i) tỷ lệ cá nhân sử dụng Internet (% dân số); (ii) số máy ATM trên 100.000 người trưởng thành; (iii) số chi nhánh ngân hàng thương mại trên 1.000 km²; (iv) số tài khoản tiền gửi; (v) số thẻ ghi nợ; (vi) số người vay vốn từ ngân hàng thương mại (các chỉ tiêu (iv)–(vi) tính trên 1.000 người trưởng thành); (vii) số điểm chấp nhận dịch vụ tài chính số (điểm chấp nhận thanh toán, đại lý ngân hàng, POS...); (viii) số tài khoản mobile money đang hoạt động; và (ix) số giao dịch ngân hàng điện tử (internet và mobile banking) trên 1.000 người trưởng thành trong năm tham chiếu. Cấu trúc này bám sát cách đo lường DFI trong các nghiên cứu gần đây, khi kết hợp đồng thời hạ tầng và mức độ sử dụng dịch vụ (Khera, 2021; Lu & cộng sự, 2022; Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023). Các chỉ tiêu được tổng hợp bằng phương pháp trọng số entropy (entropy weight method - EWM): sau khi chuẩn hoá, nghiên cứu tính entropy và độ lệch entropy để xác định trọng số khách quan, rồi tính DFI bằng trung bình có trọng số của các chỉ tiêu chuẩn hoá. Cách tiếp cận này tương tự phương pháp Ramaian Vasantha & cộng sự (2023) xây dựng chỉ số tài chính toàn diện đa chiều cho các nước MENA bằng EWM, cũng như các nghiên cứu áp dụng EWM cho các chỉ số phát triển kinh tế số và chất lượng tăng trưởng (Kim & Lin, 2011; Xi & Wang, 2023), nhưng được điều chỉnh để phản ánh riêng các khía cạnh số hoá của tài chính toàn diện.

Chất lượng thể chế (RQ) là một trong sáu trụ cột của WGI, phản ánh khả năng của chính phủ trong việc xây dựng và thực thi chính sách, quy định tạo môi trường thuận lợi cho khu vực tư nhân phát triển. Chỉ số này đo lường mức độ minh bạch, ổn định và hiệu quả của hệ thống pháp lý, đồng thời đánh giá việc hạn chế các rào cản hành chính, giảm chi phí tuân thủ và thúc đẩy cạnh tranh công bằng (Kaufmann & cộng sự, 2010; Kaufmann & Kraay, 2002; Law & cộng sự, 2014). Biến tương tác giữa tài chính toàn diện số và chất lượng thể chế (DFI_RQ) được dùng để đánh giá vai trò điều tiết của quản trị. Cách tiếp cận này giả định rằng DFI chỉ phát huy hiệu quả khi có môi trường pháp lý minh bạch và cạnh tranh. Hệ số tương tác âm hàm ý thể chế tốt củng cố tác động giảm bất bình đẳng; ngược lại, hệ số dương cho thấy điều tiết yếu có thể khiến DFI làm bất bình đẳng gia tăng (Amnas & cộng sự, 2024; Khera, 2021).

Các biến kiểm soát gồm $\ln GDPpc$ (thu nhập bình quân đầu người), $TRADE$ (độ mở thương mại), INF (lạm phát) và POP (tăng trưởng dân số). Việc đưa các biến này vào mô hình dựa trên khung lý thuyết phát triển - bất bình đẳng và bằng chứng thực nghiệm cho thấy đây là các yếu tố vĩ mô quan trọng chi phối phân

phối thu nhập. Cụ thể, $\ln GDP_{pc}$ phản ánh mức độ phát triển, trong đó tăng trưởng thu nhập bình quân có thể làm bất bình đẳng tăng hoặc giảm tùy giai đoạn và cấu trúc thể chế (Greenwood & Jovanovic, 1990; Kim & Lin, 2011; Sethi & cộng sự, 2021). TRADE đo mức độ hội nhập, vừa mở rộng cơ hội việc làm và thu nhập, vừa có thể làm gia tăng chênh lệch nếu lợi ích phân bổ không đồng đều (Park & Mercado, 2015; Mallick & cộng sự, 2020). INF phản ánh ổn định giá, khi lạm phát cao bào mòn sức mua của nhóm thu nhập thấp mạnh hơn, có thể làm trầm trọng bất bình đẳng (Mallick & cộng sự, 2020; Rasheed & cộng sự, 2024). POP thể hiện động lực nhân khẩu học, ảnh hưởng tới cung lao động, thất nghiệp và tiếp cận dịch vụ kinh tế-xã hội, qua đó gắn chặt với phân phối thu nhập (World Bank, 2024a; Omar & Inaba, 2020). Kiểm soát đồng thời bốn biến này giúp tách bạch rõ hơn tác động riêng của DFI lên bất bình đẳng thu nhập.

Tác giả sử dụng phương pháp NARDL (Nonlinear autoregressive distributed lag) do Shin & cộng sự (2014) phát triển, nhằm nhận diện tính phi tuyến và bất đối xứng trong mối quan hệ giữa tài chính toàn diện số (DFI) và bất bình đẳng thu nhập. Cách tiếp cận này cho phép phân tách tác động tích lũy của các cú sốc dương và âm từ DFI, cũng như xem xét tác động của RQ, $DFI \times RQ$ đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam (Rasheed & cộng sự, 2024). Kiểm định đồng liên kết giữa các chuỗi $I(0)$ và $I(1)$ được thực hiện thông qua bounds testing (Pesaran & cộng sự, 2001).

Dữ liệu trong nghiên cứu được thu thập từ các nguồn đáng tin cậy. Cụ thể, chỉ số bất bình đẳng thu nhập (GINI) được lấy từ WID (World inequality database, 2024); chỉ số chất lượng điều tiết (RQ) được khai thác từ WGI (World Bank, 2024b). Các biến thành phần để tính chỉ số tài chính toàn diện số (DFI) cùng với các biến kiểm soát gồm $\ln GDP_{pc}$ (thu nhập bình quân đầu người), TRADE (độ mở thương mại), INF (lạm phát) và POP (tăng trưởng dân số) được thu thập từ WDI (World Bank, 2024a).

Bảng 1. Bảng tổng hợp các biến trong nghiên cứu

Biến số	Ký hiệu	Mô tả	Nguồn
Bất bình đẳng thu nhập	GINI	Chỉ số GINI, đo lường mức độ bất bình đẳng thu nhập	WID
Tài chính toàn diện số	DFI	Chỉ số tổng hợp tài chính toàn diện kỹ thuật số, xây dựng bằng phương pháp Entropy dựa trên các biến thành phần.	WDI
Chất lượng thể chế	RQ	Chỉ số Chất lượng quản trị từ WGI (World Bank), phản ánh năng lực chính phủ trong ban hành và thực thi chính sách hỗ trợ khu vực tư nhân.	WGI
Biến tương tác	$DFI \times RQ$	Tương tác giữa DFI và RQ, dùng để kiểm định vai trò điều tiết của thể chế.	
GDP bình quân đầu người	$\ln GDP_{pc}$	logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người (giá cố định 2015)	WDI
Độ mở thương mại	TRADE	Tổng kim ngạch xuất nhập khẩu (% GDP)	WDI
Lạm phát	INF	Tỷ lệ lạm phát, giá tiêu dùng hàng năm (%).	WDI
Tăng trưởng dân số	POP	Tỷ lệ tăng trưởng dân số hàng năm (%).	WDI

Nguồn: Tổng hợp của tác giả năm 2025.

4. Kết quả nghiên cứu thảo luận

Phân tích tính dừng bằng kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) tại Bảng 2 cho thấy đa số biến trong nghiên cứu không dừng ở mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên, sau khi lấy sai phân bậc một, tất cả biến trở nên dừng ($p < 0,05$), những phát hiện này gợi ý sử dụng NARDL do đặc tính trộn lẫn bậc tích hợp. NARDL cho phép kết hợp các chuỗi $I(0)$ và $I(1)$ và đặc biệt phù hợp với mẫu nhỏ, như bộ dữ liệu Việt Nam giai đoạn 2000-2023 ($T \approx 24$) (Pesaran & cộng sự, 2001; Shin & cộng sự, 2014).

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định đồng liên kết bằng phương pháp kiểm định biên (bound test) với giá trị F-statistic là 5,93436 cho thấy giá trị này vượt qua cả ngưỡng $I(1)$ của các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. Điều này có nghĩa là có bằng chứng rõ ràng để bác bỏ giả thuyết rằng không có đồng liên kết giữa các biến

Bảng 2. Kiểm định tính dừng (ADF)

Biến số	Bậc gốc		Sai phân bậc 1	
	Thống kê T	Ý nghĩa thống kê	Thống kê T	Ý nghĩa thống kê
GINI	-2,6025	0,11	-6,0734	0,0001
DFI	0,6222	0,987	-4,2968	0,0031
DFI x RQ	-0,5279	0,868	-4,678	0,0019
RQ	-1,1806	0,665	-5,6464	0,0001
lnGDPpc	-0,775	0,806	-3,1697	0,0366
TRADE	-1,3739	0,577	-3,6629	0,0126
POP	0,6716	0,988	-13,857	0,000
INF	-2,829	0,07	-5,9827	0,0001

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Bảng 3. Kiểm định đồng liên kết (bound test)

F-statistic	5,93436					
	10%		5%		1%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Sample Size	30	30	30	30	30	30
Asymptotic	1,99	2,94	2,27	3,28	2,88	3,99

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

trong mô hình. Việc phát hiện đồng liên kết trong phân tích này sẽ hỗ trợ cho các bước tiếp theo trong nghiên cứu, đặc biệt là trong ước lượng mô hình NARDL để phân tích các tác động ngắn và dài hạn cũng như điều kiện tương tác giữa các biến.

Bảng 4. Kết quả mô hình NARDL trong ngắn hạn

Biến sử dụng	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê Z	Ý nghĩa thống kê
Hệ số tự điều chỉnh (EC)	-0,3210	0,0139	-23,2910	0,0000
D(RQ)	0,1194	0,0124	9,6154	0,0000
D(DFI x RQ)	-0,0723	0,0066	-10,9555	0,0000
D(lnGDPpc)	-0,9904	0,0397	-24,9151	0,0000
D(TRADE)	-0,0014	0,0001	-23,7732	0,0000
D(INF)	-0,0641	0,0073	-8,7187	0,0000
D(POP)	-64,0597	3,0336	-21,1168	0,0000
@DCUMDP(DFI)	-0,0178	0,0039	-4,5447	0,0006
@DCUMDN(DFI)	6,9135	0,3839	18,0069	0,0000

Nguồn: Tổng hợp của tác giả năm 2025.

Kết quả NARDL ngắn hạn cho thấy hệ số hiệu chỉnh sai số $EC = -0,321$ ($p < 0,001$) hàm ý khoảng 32% độ lệch khỏi cân bằng được triệt tiêu mỗi kỳ, phản ánh quá trình tái cân bằng trên thị trường tín dụng có ma sát thông tin (Stiglitz & Weiss, 1981; Demir & cộng sự, 2022). Kết quả cho thấy mối quan hệ bất đối xứng giữa DFI và GINI, cụ thể khi DFI tăng làm giảm GINI nhưng biên độ nhỏ ($-0,0178$; $p < 0,001$), trong khi DFI giảm lại làm GINI tăng mạnh ($6,9136$; $p < 0,001$). Điều này phù hợp với lý thuyết của Greenwood & Jovanovic (1990), kết quả cho thấy khi hệ sinh thái số còn mỏng, sự co hẹp DFI ảnh hưởng trực tiếp vào nhóm thu nhập thấp và ngược lại khi mở rộng DFI tạo lợi ích tích lũy khi độ phủ và cạnh tranh gia tăng (Aik & Zhang, 2023; Kim & Lin, 2011; Li & cộng sự, 2022). Trong khi đó, chất lượng thể chế tăng làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập ($0,119$; $p < 0,001$) cho thấy chi phí tuân thủ tăng nhanh hơn so với khả năng hấp thụ lợi ích của nhóm yếu thế, phù hợp với bằng chứng về dị biệt thể chế (Law & cộng sự, 2014) và cảnh báo rủi ro trong môi trường giám sát yếu (Khera, 2021). Ngoài ra, kết quả biến tương tác DFI_RQ còn cho thấy chất

lượng thể chế khuếch đại tác động của DFI ($-0,072$; $p < 0,001$) đến bất bình đẳng thu nhập, phù hợp với lập luận “governance as prerequisite” của Kaufmann & Kraay (2002; 2010).

Bảng 5. Kết quả mô hình NARDL trong dài hạn

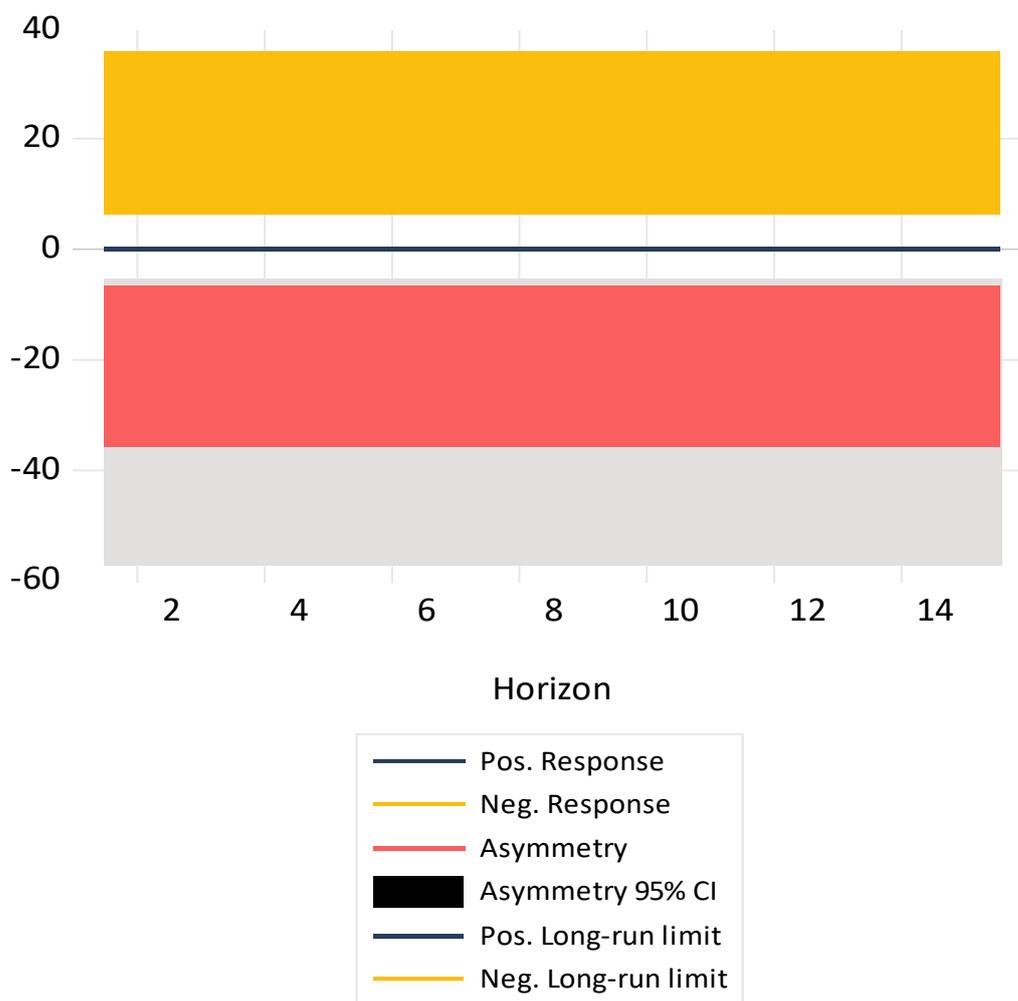
Biến sử dụng	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê Z	Ý nghĩa thống kê
GINI(-1)	-0,3210	0,1757	-1,8270	0,0417
RQ(-1)	0,1385	0,0635	2,1824	0,0945
DFI x RQ(-1)	-0,1112	0,0397	-2,7974	0,0489
lnGDPpc(-1)	-0,0290	0,0373	-0,7793	0,4794
TRADE(-1)	-0,0017	0,0004	-4,4877	0,0109
INF(-1)	-0,1158	0,0622	-1,8619	0,1361
POP(-1)	-45,0511	10,6413	-4,2336	0,0133
@CUMDP(DFI(-1))	-0,0416	0,0264	-1,5797	0,1893
@CUMDN(DFI(-1))	11,3864	3,0819	3,6947	0,0209
C	1,2095	0,3034	3,9861	0,0163

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Kết quả Bảng 5 cho thấy tính bất đối xứng của tài chính toàn diện số (DFI) đến bất bình đẳng thu nhập. Tác động phần âm của DFI (11,386; $p = 0,021$) và tác động phần dương DFI ($-0,042$; $p = 0,1893$) cho thấy các cú sốc thu hẹp DFI dẫn tới gia tăng bất bình đẳng mạnh mẽ, còn mở rộng DFI lại chưa đủ bằng chứng

Hình 1. Hệ số nhân động tích lũy: tác động của DFI lên GINI

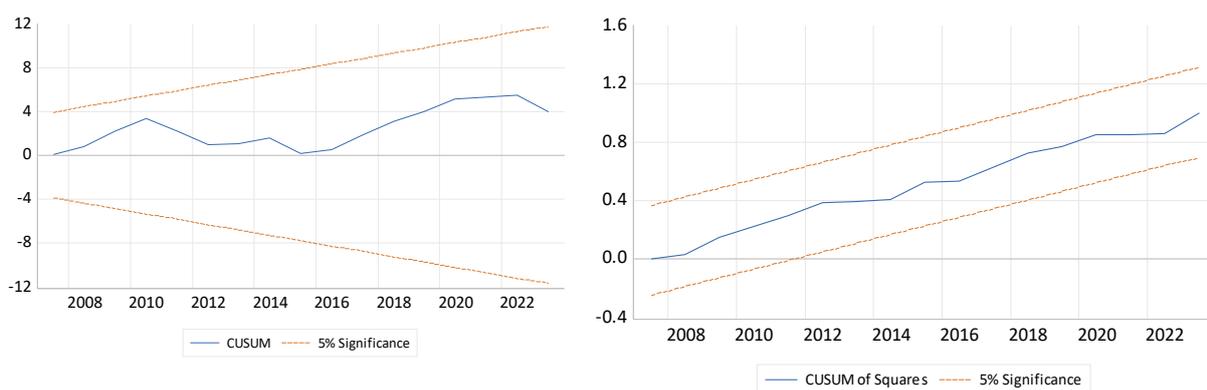
Cumulative Dynamic Multiplier: DFI on GINI



để khẳng định tác động giảm GINI. Kết quả này ủng hộ quan điểm của Greenwood & Jovanovic (1990), cho rằng khi hạ tầng số và năng lực số chưa đạt ngưỡng, sự thu hẹp DFI ảnh hưởng trực tiếp vào nhóm có lịch sử tín dụng yếu và chỉ khi độ phủ và cạnh tranh đủ cao của DFI thì hiệu ứng bình đẳng hóa mới lan tỏa (Aik & Zhang, 2023) và kết quả này ủng hộ quan điểm của Stiglitz & Weiss (1981) khi thu hẹp DFI làm gia tăng bất cân xứng thông tin dẫn đến hạn chế tín dụng do đó sẽ làm gia tăng chênh lệch thu nhập. Kết quả nghiên cứu còn cho thấy chất lượng thể chế (RQ) trong dài hạn làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập (0,138; $p = 0,095$) phản ánh chi phí tuân thủ và sự dịch chuyển từ khu vực phi chính thức sang chính thức (Law & cộng sự, 2014). Tuy nhiên, sự tương tác giữa DFI và RQ có kết quả âm (-0,111; $p = 0,049$) khẳng định rằng tác động giảm bất bình đẳng của DFI chỉ bền vững khi đi kèm chất lượng thể chế cao, kết quả này ủng hộ quan điểm “governance as prerequisite” của Kaufmann & Kraay (2002, 2010) khi cho rằng trong môi trường quản trị mạnh, các công cụ số không chỉ mở rộng tiếp cận tài chính mà còn bảo vệ người tiêu dùng, tăng tính cạnh tranh và đảm bảo quyền dữ liệu, qua đó khuếch đại lợi ích phân phối (Khera, 2021).

Hình 1 cho thấy cú sốc âm DFI làm GINI tăng mạnh, trong khi cú sốc dương chỉ kéo GINI giảm nhẹ, tạo mẫu hình bất đối xứng rõ rệt. Đường Asymmetry không cắt 0 trong dải tin cậy 95%, khẳng định khác biệt tích lũy có ý nghĩa thống kê. Kết quả này ủng hộ với Stiglitz & Weiss (1981), Greenwood & Jovanovic (1990) và vai trò điều tiết của chất lượng thể chế (RQ) trong việc giảm bất bình đẳng thu nhập.

Hình 2. Đồ thị kiểm định tổng tích lũy và tổng bình phương tích lũy



Hình 2 cho thấy kiểm định CUSUM và CUSUMSQ đều nằm trong dải tin cậy 5%, kết quả này cho thấy mô hình duy trì tính ổn định tham số trong toàn bộ giai đoạn quan sát. Điều này hàm ý không có bằng chứng thống kê về sự thay đổi cấu trúc hay đột vỡ phương sai, qua đó củng cố độ tin cậy của các ước lượng NARDL

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Các kết quả từ mô hình NARDL cho Việt Nam xác lập một cơ chế truyền dẫn rõ ràng giữa tài chính toàn diện số (DFI) và phân phối thu nhập, đồng thời chỉ ra những điều kiện để DFI thực sự trở thành động lực giảm bất bình đẳng bền vững. Kết quả cho thấy hệ số hiệu chỉnh sai số khoảng EC (-0,32) hàm ý tốc độ quay về cân bằng nhanh, cho thấy các cú sốc làm suy giảm cơ chế sàng lọc và giám sát sẽ được hiệu chỉnh khi tài chính toàn diện số khắc phục bất cân xứng thông tin và hạ thấp chi phí giao dịch (Stiglitz & Weiss, 1981). Đồng thời, kết quả khẳng định tính bất đối xứng của DFI khi cú sốc âm của DFI làm GINI tăng vọt, trong khi cú sốc dương chỉ tạo hiệu ứng giảm nhẹ, cho thấy khi hệ sinh thái số chưa đạt độ chín, việc thu hẹp tài chính toàn diện số ảnh hưởng trực tiếp tới nhóm có lịch sử tín dụng yếu, trong khi lợi ích từ mở rộng chỉ tích lũy dần thông qua khuếch tán công nghệ và học hỏi (Greenwood & Jovanovic, 1990). Ngoài ra, hệ số tương tác $DFI \times RQ$ mang dấu âm và có ý nghĩa trong ngắn hạn và dài hạn khẳng định vai trò quan trọng của chất lượng thể chế là điều kiện cần để DFI chuyển hóa từ tiềm năng công nghệ thành công cụ phân phối hiệu quả (Kaufmann & Kraay, 2002; Law & cộng sự, 2014).

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng tài chính toàn diện số (DFI) có tiềm năng giảm bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam, song hiệu quả chỉ bền vững khi đi kèm chất lượng thể chế cao và tránh được những cú sốc làm

suy giảm tài chính toàn diện số. Từ đó, nghiên cứu đề xuất cần hạn chế rủi ro cú sốc âm của DFI, chính phủ phải duy trì sự ổn định của tài chính toàn diện số, bảo đảm các hệ thống then chốt như thanh toán thời gian thực, eKYC và chuẩn liên thông ví - ngân hàng luôn khả dụng. Đồng thời, việc giám sát chặt chẽ các hình thức tín dụng số là cần thiết để ngăn chặn tình trạng vay nợ quá mức có thể làm xói mòn lợi ích của tài chính toàn diện số. Đồng thời, cần nâng cao chất lượng thể chế nhằm khuếch đại ảnh hưởng của tài chính toàn diện số đến bất bình đẳng thu nhập bằng cách bảo đảm cạnh tranh công bằng với các nền tảng lớn, yêu cầu mô hình tín dụng phải minh bạch và được kiểm tra thiên lệch, đồng thời tăng cường quyền dữ liệu và cơ chế khiếu nại. Ngoài ra, cần đầu tư có mục tiêu vào tài chính toàn diện số, đặc biệt cho nông thôn và nhóm dân cư yếu thế. Điều này bao gồm hỗ trợ hạ tầng kết nối, mở rộng ứng dụng số cho kiều hối và thanh toán nông nghiệp, cũng như khai thác dữ liệu công (hóa đơn tiện ích, viễn thông) để tăng cường chấm điểm thay thế cho người vay có lịch sử tín dụng yếu.

Tài liệu tham khảo

- Aik, N.C. & Zhang, Q. (2023). Use of theil for a specific duality economy: Assessing the impact of digital inclusive finance on urban-rural income gap in Chongqing. *FinTech*, 2(4), 668-679. <https://doi.org/10.3390/fintech2040037>
- Amnas, M.B., Selvam, M. & Parayitam, S. (2024). FinTech and financial inclusion: Exploring the mediating role of digital financial literacy and the moderating influence of perceived regulatory support. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(3), 108. <https://doi.org/10.3390/jrfm17030108>
- Balasundaram, E., Aranganathan, P., Cailassame, N.S.N., Mathiazhagan, A., Vinoth, A. & Gajendran, A. (2025). The impact of digital financial inclusion on income inequality in rural India: A spatial econometric and mixed-methods analysis. *The Indian Economic Journal*, 00194662251332866. <https://doi.org/10.1177/00194662251332866>
- Berg, A., Ostry, J.D., Tsangarides, C.G. & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: New evidence. *Journal of Economic Growth*, 23(3), 259-305. <https://doi.org/10.1007/s10887-017-9150-2>
- Cobham, A. & Sumner, A. (2013). *Is it all about the tails? The Palma measure of income inequality* (Center for Global Development Working Paper 343).
- Demir, A., Pesqué-Cela, V., Altunbas, Y. & Murinde, V. (2022). Fintech, financial inclusion and income inequality: A quantile regression approach. *The European Journal of Finance*, 28(1), 86-107. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2020.1772335>
- Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107. <http://www.jstor.org/stable/2937625>
- Hayat, A. (2019). Foreign direct investments, institutional quality, and economic growth. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(5), 561-579. <https://doi.org/10.1080/09638199.2018.1564064>
- Kaufmann, D. & Kraay, A. (2002). *Growth without Governance* (Policy Research Working Paper, No. 2928). <https://hdl.handle.net/10986/19206>
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues* (Policy Research Working Paper, Issue WPS 5430). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5430>
- Khalid, M.A. & Yang, L. (2021). Income inequality and ethnic cleavages in Malaysia: Evidence from distributional national accounts (1984-2014). *Journal of Asian Economics*, 72, 101252. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101252>
- Khanday, I.N. & Tarique, Md. (2023). Does income inequality respond asymmetrically to financial development? Evidence from India using asymmetric cointegration and causality tests. *The Journal of Economic Asymmetries*, 28, e00341. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2023.e00341>
- Khera, P. (2021). *Digital financial inclusion in emerging and developing economies: A new index* (IMF Working Papers

2021.090), IMF, 1. <https://doi.org/10.5089/9781513574196.001>

- Kim, D.H. & Lin, S.C. (2011). Nonlinearity in the financial development-income inequality nexus. *Journal of Comparative Economics*, 39(3), 310-325. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2011.07.002>
- Law, S.H., Tan, H.B. & Azman-Saini, W.N.W. (2014). Financial development and income inequality at different levels of institutional quality. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(sup1), 21-33. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X5001S102>
- Le, Q.D. (2025). The impact of digital financial inclusion on income inequality amid economic complexity: A GMM and Bayesian regression approach. *Social Responsibility Journal*, 21(7), 1383-1400. <https://doi.org/10.1108/SRJ-10-2024-0727>
- Li, Y., Wang, M., Liao, G. & Wang, J. (2022). Spatial spillover effect and threshold effect of digital financial inclusion on farmers' income growth - Based on provincial data of China. *Sustainability*, 14(3), 1838. <https://doi.org/10.3390/su14031838>
- Liu, X. & Yang, Z. (2023). *Security Token Offerings Versus Loan Guarantees for Risk-Averse Entrepreneurs Under Asymmetric Information* (SSRN Scholarly Paper No. 4410744). Social Science Research Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4410744>
- Lu, Z., Wu, J., Li, H. & Nguyen, D.K. (2022). Local bank, digital financial inclusion and SME financing constraints: Empirical evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(6), 1712-1725. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1923477>
- Mallick, H., Mahalik, M.K. & Padhan, H. (2020). Does globalization exacerbate income inequality in two largest emerging economies? The role of FDI and remittances inflows. *International Review of Economics*, 67(4), 443-480. <https://doi.org/10.1007/s12232-020-00350-0>
- Omar, M.A. & Inaba, K. (2020). Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries? A panel data analysis. *Journal of Economic Structures*, 9(1), 37. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-00214-4>
- Ouechtati, I. (2020). The contribution of financial inclusion in reducing poverty and income inequality in developing countries. *Asian Economic and Financial Review*, 10(9), 1051-1061. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2020.109.1051.1061>
- Park, C.Y. & Mercado, R.J. (2015). Financial inclusion, poverty, and income inequality in developing Asia. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2558936>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Piketty, T. & Yang, L. (2022). Income and wealth inequality in Hong Kong, 1981-2020: The Rise of Pluto-Communism? *The World Bank Economic Review*, 36(4), 803-834. <https://doi.org/10.1093/wber/lhac019>
- Ramaian Vasantha, N., Liew, C.Y. & Kijkasiwat, P. (2023). Exploring financial inclusion in MENA countries: An entropy weight approach. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 16(6), 1219-1247. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-11-2022-0451>
- Rasheed, S., Adeneye, Y. & Farooq, R. (2024). Income inequality and carbon emissions in Asia: Does financial inclusion matter? *Sustainable Development*, 32(5), 5274-5293. <https://doi.org/10.1002/sd.2974>
- Sethi, P., Bhattacharjee, S., Chakrabarti, D. & Tiwari, C. (2021). The impact of globalization and financial development on India's income inequality. *Journal of Policy Modeling*, 43(3), 639-656. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2021.01.002>
- Shen, Y., Han, F. & Li, Y. (2025). *Digital financial inclusion and income inequality in China* (IMF Working Papers 2025.071), 1. <https://doi.org/10.5089/9798229004749.001>
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Sickles, R. C. & Horrace, W.C. (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (281-314). Springer.

-
- Soro, K. & Senou, M.M. (2023). Digital financial inclusion and income inequality in WAEMU: What causality for what heterogeneity?. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2242662. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2242662>
- Stiglitz, J.E. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Van, L.T.H., Nguyen, N.T., Nguyen, H.L.P. & Vo, D.H. (2022). The asymmetric effects of institutional quality on financial inclusion in the Asia-pacific region. *Heliyon*, 8(12), e12016. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e12016>
- World Bank (2024a). *World Development Indicators*. <https://data.worldbank.org/indicator>
- World Bank (2024b). *Worldwide Governance Indicators (WGI), 2024 update*. <https://www.govindicators.org>
- World Inequality Database (2024). *World inequality data*. <https://wid.world>
- Xi, W. & Wang, Y. (2023). Digital financial inclusion and quality of economic growth. *Heliyon*, 9(9), e19731. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e19731>
- Xu, G., Feng, L., Wang, W. & Liang, Q. (2024). Digital financial literacy and rural income inequality. *Sage Open*, 14(3), 21582440241275642. <https://doi.org/10.1177/21582440241275642>
- Yan, Z., Xiao, J.J. & Sun, Q. (2024). Moving up toward sustainable development: Digital finance and income mobility. *Sustainable Development*, 32(5), 5742-5763. <https://doi.org/10.1002/sd.2996>

*** Tác giả liên hệ: Phạm Đức Huy. Email: huypham@ufm.edu.vn**