

PHÁT TRIỂN THỊ TRƯỜNG TÍN DỤNG VÀ BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP Ở VIỆT NAM

Lê Quốc Hội

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoilq@neu.edu.vn

Lê Văn Chiến

Học viện Chính trị quốc gia Hồ Chí Minh

Email: chienktp72@gmail.com

Ngày nhận: 24/9/2016

Ngày nhận bản sửa: 28/2/2017

Ngày duyệt đăng: 25/3/2017

Tóm tắt:

Phát triển tài chính có thể tác động theo nhiều cách khác nhau tới phân phối thu nhập. Thông qua phân tích dữ liệu cấp tỉnh và bằng phương pháp ước lượng Moment tổng quát, nghiên cứu này kiểm định tác động của độ sâu thị trường tín dụng, một trong số các thước đo phát triển tài chính được sử dụng phổ biến nhất, tới bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam. Kết quả cho thấy sự mở rộng thị trường tín dụng làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam. Trên cơ sở đó bài viết đề xuất một số kiến nghị nhằm kết hợp phát triển thị trường tín dụng với giảm bất bình đẳng thu nhập.

Từ khóa: phát triển tài chính, bất bình đẳng, Việt Nam.

Credit market depth and income inequality in Vietnam

Abstract:

Financial development could exert various effects on income distribution of a country. By employing Generalized Method of Moment, this paper aims at examining the impacts of credit market depth, one of most used financial development measurers, on income inequality in Vietnam. The empirical findings show that expanding credit market in the country could lead to higher income inequality in Vietnam. Based on the findings, the paper proposes some solutions to combine the development of credit market and income inequality reduction.

Keywords: Financial development; inequality; Vietnam.

1. Giới thiệu

Việt Nam tiến hành cải cách kinh tế năm 1986 và đến nay đã đạt được nhiều kết quả nổi bật. Trong vòng hai thập kỷ, mở cửa và tự do hóa thị trường trong nước và từng bước hội nhập vào nền kinh tế đã biến từ một quốc gia nghèo với phần lớn dân số làm việc trong khu vực nông nghiệp sang một nước thu nhập trung bình thấp. Trong giai đoạn 1990-2010, nền kinh tế đã trải qua một giai đoạn tăng trưởng bình quân khoảng 7,3%/năm, mức chỉ thấp hơn so với Trung Quốc trong cùng thời kỳ trên

phạm vi toàn cầu. Tăng trưởng cao liên tục đã kéo tỷ lệ nghèo chung cả nước giảm mạnh mẽ xuống còn khoảng 13% (tỷ lệ phần trăm dân số có thu nhập ít hơn 2 USD/ngày) từ mức hơn 85% trong giai đoạn 1993-2013 (World Bank, 2014). Hiện tại, tỷ lệ nghèo chung cả nước theo chuẩn nghèo quốc gia chỉ còn vào khoảng 7%.

Từ một góc nhìn khác trong nền kinh tế, một vấn đề trong phát triển xã hội có thể được coi là một thách thức lớn đang đặt ra cho Việt Nam về dài hạn là khoảng cách chênh lệch thu nhập ngày càng lớn,

biểu hiện trong xu hướng gia tăng của hệ số Gini. Thước đo phổ biến này vào năm 1993 là 0,34 đã tăng lên 0,43 vào thời điểm năm 2014. Bất bình đẳng cao không có lợi cho tăng trưởng và phát triển bền vững về dài hạn (Alesina & Rodrik, 1994; Persson & Tabellini, 1994). Và, bất bình đẳng cao đòi hỏi một nguồn lực rất lớn để giải quyết những hệ quả một khi các nhóm xã hội ngày càng có nhận thức lớn hơn về vấn đề này. Bạo loạn xã hội ở Ai Cập năm 2011 được cho là vì khoảng cách giàu-nghèo đã lên tới mức người dân của họ không còn khả năng chịu đựng (World Bank, 2014). Cũng theo World Bank (2014), 76% dân số thành thị và 53% dân số nông thôn Việt Nam đã bày tỏ quan ngại về chiều hướng gia tăng bất bình đẳng. Đáng lưu tâm hơn, nhóm vị thành niên và trẻ tuổi bày tỏ quan ngại nhiều hơn so với các nhóm khác, điều này nghĩa là nhận thức về bất bình đẳng, ít nhất trong thế hệ tiếp theo, sẽ tăng lên. Theo Ohno (2010), bất bình đẳng là một trong những nhân tố lớn ảnh hưởng tới khả năng một nước đang phát triển như Việt Nam có thể thoát khỏi bẫy thu nhập trung bình thấp.

Vai trò của sự phát triển thị trường tài chính, đặc biệt là hệ thống ngân hàng, đã được đề cập trong một số nghiên cứu, chẳng hạn của Tran (2008), Nguyen & Anwar (2011). Chu & Le (2013), xem xét ảnh hưởng của phát triển tài chính đến thu nhập ở Việt Nam và nhận thấy có sự mâu thuẫn trong các phát hiện thực nghiệm tùy thuộc vào biến đại diện cho phát triển tài chính và phương pháp ước lượng. Tuy vậy, các công trình kể trên đều chưa thực hiện một kiểm định nào về tác động của sự phát triển của thị trường tín dụng, một trong những thước đo phổ biến nhất của phát triển tài chính, đến bất bình đẳng thu nhập. Do vậy, qua phân tích dữ liệu bảng theo cấp tỉnh, nghiên cứu này nhằm bổ sung vào nội dung còn thiếu trong lý luận về mối quan hệ tài chính-bất bình đẳng trong bối cảnh Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

Cho tới nay, có hai trường phái chính liên quan tới lý thuyết về mối quan hệ giữa phát triển tài chính - bất bình đẳng. Một mặt, lý thuyết của Greenwood & Jovanovic (1990) cho rằng trong giai đoạn đầu của quá trình phát triển kinh tế, phát triển tài chính làm gia tăng bất bình đẳng, chỉ có hiệu ứng thu hẹp khoảng cách thu nhập khi thị trường tài chính đã phát triển ở mức bão hòa. Lý thuyết này cũng được gọi là giả thuyết phi tuyến, hay hình chữ U-ngược. Mặt khác, Galor & Zeira (1993), và Banerjee & Newman

(1993) xây dựng các lý thuyết dự báo rằng phát triển tài chính sẽ có tác động làm giảm bất bình đẳng thu nhập, được gọi là giả thuyết tuyến tính. Ngoài ra, Aghion & Bolton (1997) đề xuất một lý thuyết thấm thấu (trickle-down), cho rằng khi mức tích tụ vốn đủ lớn, một chính sách vẫn có thể làm phân phối thu nhập trở nên bình đẳng hơn nếu như chính sách đó dẫn tới sự tái phân bổ thu nhập từ những người cho vay giàu có sang cho những người đi vay nghèo, và thực hiện qua cơ chế phân bổ tín dụng.

Dựa trên các khung khổ lý thuyết trên đây, nhiều nghiên cứu thực hiện đã được tiến hành ở trên nhiều phạm vi khác nhau. Các bằng cứ ủng hộ giả thuyết tuyến tính cho thể tìm thấy trong các công trình của Liang (2006), Jalil & Feridun (2011) nghiên cứu tại Trung Quốc, hay Ang (2010) tại Ấn Độ. Tương tự là các nghiên cứu Baligh & Pirace (2013) tại Iran, của Shahbaz & Islam (2011) tại Pakistan, hay Bittencourt (2006) tại Brazil. Trên phạm vi xuyên quốc gia, công trình của Clarke & cộng sự (2003), Jauch & Watzka (2012), Batuo & cộng sự (2010), Kai & Hamori (2009) là những nghiên cứu điển hình kết luận rằng phát triển tài chính có thể làm giảm bất bình đẳng thu nhập.

Tuy nhiên, một loạt các nghiên cứu gần đây lại cho thấy những kết quả ngược lại. Law & Tan (2009) không tìm thấy bằng chứng ủng hộ giả thuyết phi tuyến tại Malaysia. Cũng ở Malaysia, phát triển tài chính có thể có tác động giảm bất bình đẳng khi chất lượng thể chế đạt một ngưỡng nhất định (Law & cộng sự, 2014). Một nghiên cứu khác tại Trung Quốc do Zhang và Chen (2015) thực hiện cho thấy phát triển tài chính làm tăng khoảng cách thu nhập giữa thành thị-nông thôn. Tại Philippines, Cruz & Imperial (2014) thậm chí quan sát thấy một mối quan hệ hình chữ U thay vì U-ngược. Dhrifi (2013) kết luận tác động giảm bất bình đẳng của phát triển tài chính chỉ có thể xảy ra ở các nước phát triển, nhưng tác động theo hướng ngược lại ở các nước kém phát triển. Trong tương quan giữa các nước châu Phi, phát triển tài chính không chắc chắn thúc đẩy sự bình đẳng (Fowowe & Abidoye, 2013).

Ở Việt Nam, Nguyen & cộng sự (2007) phát hiện ra rằng, tín dụng vi mô mà Ngân hàng Chính sách Xã hội Việt Nam cung ứng không chỉ có tác động giảm nghèo mà còn giúp giảm nhẹ bất bình đẳng thu nhập. Nghiên cứu trong giai đoạn 2002-2008 và sử dụng một số chỉ tiêu của công ty tài chính làm đại diện cho phát triển tài chính, Chu & Le (2013)

đã chỉ ra rằng, tiếp cận tài chính có tương quan âm với hệ số Gini. Ngược lại, xây dựng các đại diện cho phát triển tài chính từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp và hồi quy với hệ số Gini thu được bằng chứng cho phép kết luận phát triển tài chính làm gia tăng khoảng cách thu nhập. Ngoài các nghiên cứu kể trên, theo hiểu biết của nhóm tác giả, cho đến nay chưa có một nghiên cứu nào được tiến hành nhằm kiểm chứng tác động tiềm ẩn của độ sâu thị trường tín dụng tới bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam. Đây chính là động lực của nghiên cứu này.

3. Khái quát sự phát triển thị trường tín dụng và bất bình đẳng ở Việt Nam

3.1. Sự phát triển thị trường tín dụng

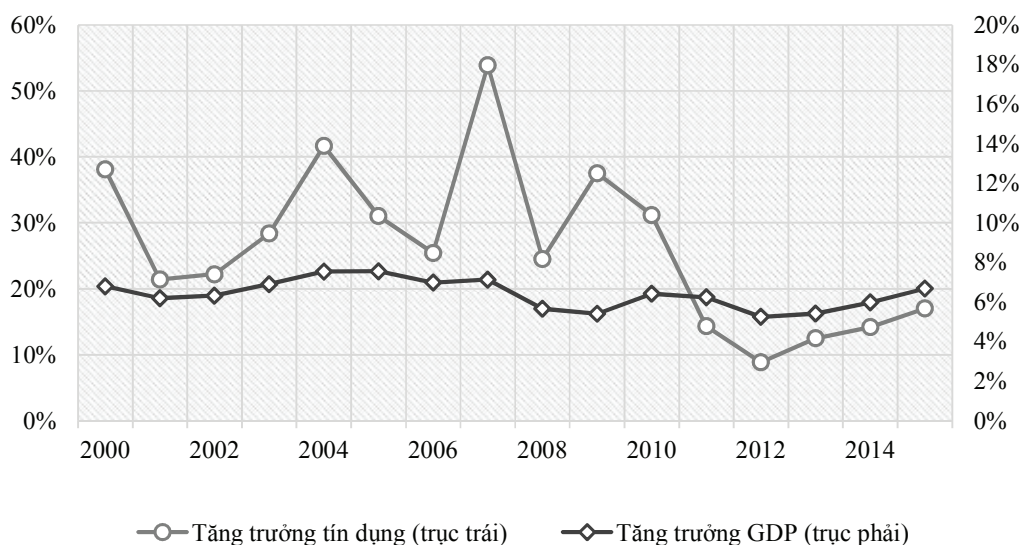
Hệ thống tài chính - ngân hàng Việt Nam tồn tại từ những năm 1950, nhưng chỉ trở nên năng động kể từ sau năm 1990 trở lại đây khi nền kinh tế bắt đầu chuyển đổi từ cơ chế kế hoạch hóa tập trung sang kinh tế thị trường. Trong giai đoạn 2000-2010, tín dụng tăng trưởng rất nhanh ở mức bình quân năm 30%, lập đỉnh vào năm 2007 ở mức 54% (Hình 1). Tăng trưởng tín dụng cao liên tiếp trong nhiều năm góp phần lớn vào sự tăng lên độ sâu tài chính của thị trường tín dụng. Theo Asian Development Bank (2015), dư nợ tín dụng nội địa cho khu vực tư nhân (% GDP) vào năm 1999 chỉ tương đương 22%, tăng nhanh lên 61% vào năm 2015, gần như tăng gấp đôi vào năm 2010 ở mức 115%, và sau đó giảm còn khoảng 100% vào năm 2014.

Nhìn lại lịch sử phát triển thị trường tín dụng

trong tương quan với tăng trưởng kinh tế, có thể thấy, trong một thời gian dài, Việt Nam đã lấy việc mở rộng tín dụng làm nhân tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, nhưng một tỷ trọng lớn tín dụng đã không được chuyển hóa và các hoạt động sản xuất thực, chẳng hạn như ngành nông nghiệp, chế biến - chế tạo. Thay vào đó, tín dụng đã được chuyển hướng và các hoạt động đầu cơ, như xây dựng, các lĩnh vực thương mại và dịch vụ. Chẳng hạn, vào Quý 3/2015, dữ liệu thống kê của Ngân hàng Nhà nước cho thấy tín dụng cho sản xuất nông nghiệp và công nghiệp lần lượt chiếm chưa tới 10% và 25% trong tổng tín dụng. Kết quả của các cuộc điều tra trong giai đoạn 2002-2012 cũng cho thấy khoảng 55-59% số xã trên cả nước gặp khó khăn trong việc tiếp cận thị trường tín dụng chính thức. Thêm vào đó, khoảng 97% doanh nghiệp nội địa thuộc nhóm vừa và nhỏ nhưng 70% trong số này gặp thách thức hoặc không thể có một hạn mức tín dụng tại một tổ chức tài chính chính thức. Những thực tế này giải thích tại sao tăng trưởng GDP không tương quan mạnh mẽ với tăng trưởng tín dụng như đã chỉ ra trong Hình 1.

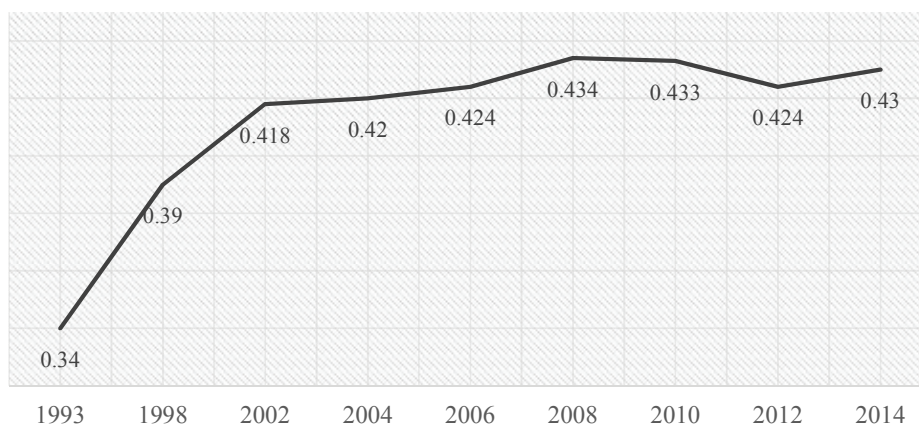
Liên hệ với vấn đề phân phối thu nhập, vì tăng trưởng tín dụng không thúc đẩy các ngành sản xuất vật chất, nó không tạo ra hiệu ứng lan tỏa tới tạo việc làm và các cơ hội thu nhập công bằng cho người lao động có kỹ năng thấp - là nhóm vốn chiếm tỷ trọng lớn trong lực lượng lao động. Đến cuối năm 2014, khoảng 46% dân số cả nước vẫn sinh sống tại nông thôn và dựa vào sinh kế nông nghiệp (Tổng cục Thống kê, 2015). Chỉ một tỷ trọng nhỏ những người

Hình 1: Tăng trưởng tín dụng và tăng trưởng GDP 2000-2015



Nguồn: Tổng hợp từ số liệu của Ngân hàng Nhà nước

Hình 2: Diễn biến hệ số Gini ở Việt Nam (1993-2014)



Nguồn: Tổng hợp từ số liệu của Tổng cục Thống kê

có kiến thức tài chính có thể hưởng lợi từ sự phát triển của thị trường tín dụng; ví dụ, những người có thể vay vốn và đầu tư trên thị trường chứng khoán, hoặc những người sống ở khu vực thành thị có thể tiếp cận hệ thống ngân hàng dễ dàng hơn nhiều so với người dân nông thôn.

Lý thuyết thâm thấu của Aghion & Bolton (1997) có thể phản ánh đúng thực trạng Việt Nam. Theo đó, hầu hết người nghèo và thu nhập thấp không sở hữu tài sản đủ lớn để tạo nên động cơ theo đuổi một ngành nghề có tỷ suất lợi nhuận cao. Thay vào đó, họ cho vay tiền (thông qua gửi tiết kiệm) trên thị trường tín dụng nơi mà các ngân hàng sẽ phân bổ khoản tiền này tới những người đi vay giàu có hơn. Những người giàu nhất cũng có thể sẽ cho vay tiền (còn dư thừa sau khi đã đầu tư vào dự án nào đó) nhằm tối đa hóa lợi nhuận. Với thực trạng các ngân hàng chủ yếu tập trung ở khu vực thành thị trong khi hộ nghèo sinh sống ở nông thôn, điều này hàm ý rằng thị trường tín dụng là một kênh truyền tải các nguồn lực tài chính của nhóm dân số có mức sống kém hơn sang nhóm dân số có mức sống cao hơn, vì thế bất bình đẳng thu nhập có thể lớn hơn. Mặc dù

vậy, luận điểm này cần được kiểm chứng thêm bằng nghiên cứu thực nghiệm.

3.2. Bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam

Bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam có xu hướng gia tăng với hệ số Gini tăng lên liên tục từ mức 0,34 vào năm 1993 lên 0,433 vào năm 2010. Hệ số Gini giảm nhẹ vào năm 2012, nhưng lại tăng lên vào năm 2014 (Hình 2). Xu hướng tăng của hệ số Gini được củng cố thêm bởi các thước đo khác. Như chỉ ra trong Bảng 1, tỷ trọng thu nhập của 40% dân số nghèo nhất đã giảm liên tục trong một thập kỷ qua, biến Việt Nam từ một nước tương đối bình đẳng sang bất bình đẳng vừa. Khoảng cách thu nhập giữa nhóm giàu nhất và nhóm nghèo nhất cũng củng cố thêm xu hướng nói trên.

Nhiều nghiên cứu đã được thực hiện ở Việt Nam về các nhân tố ảnh hưởng tới bất bình đẳng thu nhập, và tiếp cận cả định tính và định lượng. Ví dụ, các công trình của Le (2010), Nguyen & Pham (2012) nhấn mạnh sự khác biệt về thu nhập có nguyên nhân từ sự khác biệt về các điều kiện kinh tế - xã hội, trình độ giáo dục, văn hóa, lối sống. Các nhân tố này ảnh

Bảng 1: Các chỉ số bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam (2002-2012)

Năm	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
Tiêu chuẩn “40%” của Ngân hàng Thế giới	17,98%	17,4%	17,4%	16,4%	15%	14,9%	
Khoảng cách thu nhập (Nhóm 5/Nhóm 1)	8,1	8,34	8,37	8,93	9,23	9,35	9,7

Nguồn: Tổng cục Thống kê (2015)

hưởng tới năng lực và khả năng tiếp cận của các cá nhân và nhóm xã hội tới các nguồn lực khác nhau, và cách thức họ lựa chọn các chiến lược sinh kế, dẫn tới bất bình đẳng thu nhập. Từ góc nhìn kinh tế vĩ mô, bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam có nguyên do lớn từ mô hình tăng trưởng (Le, 2010). Cụ thể hơn, một số biến kinh tế vĩ mô như độ mở thương mại, lạm phát, đầu tư công được cho là các nhân tố gây ra bất bình đẳng thu nhập (Chu & Dong, 2015). Và như được gợi ý từ lý thuyết thâm thấu, sự phát triển thị trường tín dụng có thể sẽ là một cấu phần làm trầm trọng thêm phân phối thu nhập.

4. Mô hình ước lượng, dữ liệu và phương pháp

4.1. Mô hình ước lượng

Nghiên cứu này sử dụng cách tiếp cận từ các công trình của Liang (2006), Batuo & cộng sự (2010) với mô hình ước lượng như sau.

$$Gini_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Gini_{i,t-1} + \beta_2 \cdot CRED_{i,t} + \beta_j \cdot X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

trong đó $j > 3$ (1)

Trong đó, Gini là hệ số Gini lấy giá trị từ 0 đến 1. CRED là độ sâu thị trường tín dụng, được tính bằng tỷ lệ giữa tín dụng nội địa cho khu vực tư nhân so với GDP. X là tập hợp các biến kiểm soát khác, bao gồm:

GDPPC là thu nhập đầu người theo giá so sánh năm 1994. EDU đại diện cho trình độ giáo dục. Trong nghiên cứu này, nhóm nghiên cứu sử dụng số năm đi học của chủ hộ gia đình. Các thước đo khác cũng có thể được dùng để đại diện cho trình độ giáo dục, như tỷ lệ biết đọc - biết viết, hay tỷ lệ nhập học cấp trung học. TRADEOP đại diện cho độ mở kinh tế, được tính bằng tỷ lệ giữa tổng kim ngạch xuất nhập khẩu so với GDP. INF là lạm phát.

Việc kiểm chứng tác động của biến CRED đối với Gini có thể được thay đổi trong các bối cảnh khác nhau của sự cam thiệp của chính phủ vào quá trình tái phân phối được thực hiện qua chính sách tài khóa. Lý do của việc đưa các biến này vào mô hình là quy mô chính phủ (GEX) ở Việt Nam (đo bằng chi tiêu chính phủ/GDP) được cho là ở mức cao, và đầu tư công rất thiếu hiệu quả. Trên thực tế, chi thường xuyên (RGX, tỷ lệ tính trên GDP) của cả nước cao hơn nhiều so với chi đầu tư phát triển (DGX). Tương tự, nhóm nghiên cứu đưa biến FDI (đầu tư của khu vực FDI so với GDP) và xem xét liệu sự có mặt của vốn FDI có thể có thúc đẩy bình đẳng. PINV (đại diện cho đầu tư của khu vực tư nhân, tính trên GDP) và SINV (đại diện cho đầu tư của khu vực nhà nước) cũng được đưa vào mô hình. Cuối cùng, biến bình

phương của biến CRED (ký hiệu sqCRED) được đưa vào mô hình để kiểm định giả thuyết phi tuyến của Greenwood & Jovanovic (1990).

4.2. Dữ liệu

Dữ liệu sử dụng cho phân tích thực nghiệm trong nghiên cứu này được thu thập từ các nguồn sau: Hệ số Gini được tác giả tính trực tiếp từ Điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS). Kể từ năm 2002, Tổng cục Thống kê thực hiện VHLSS hai năm một lần. Các cuộc điều tra được thiết kế để bao quát cả nước nhằm phản ánh các chuyển dịch kinh tế - xã hội ở cấp quốc gia và cấp tỉnh. Dữ liệu của biến giáo dục trong mô hình cũng được tính từ VHLSS theo từng năm tương ứng. Trong các dữ liệu điều tra này, VHLSS 2002 chứa thông tin của 29.530 hộ, VHLSS các năm 2004 đến 2012 chứa thông tin của hơn 9.100 hộ.

Dữ liệu để tính toán các biến khác trong mô hình được thu nhập từ Tổng cục Thống kê, bao gồm: GDP, kim ngạch xuất - nhập khẩu, chi tiêu công (chi thường xuyên và đầu tư phát triển), tổng đầu tư theo chủ sở hữu, lạm phát. Việt Nam hiện nay có 63 tỉnh/thành phố, nhưng có các sự kiện chia tách và nhập các tỉnh trong giai đoạn 2002-2012 (chẳng hạn, Cần Thơ được tách thành Thành phố Cần Thơ và tỉnh Hậu Giang năm 2014, hay Đắk Lắk được chia thành Đắk Lắk và Đắk Nông, hay Hà Nội và Hà Tây được hợp nhất vào năm 2008). Do đó, để có một bộ dữ liệu bảng cân đối mà không làm mất quan sát, nhóm nghiên cứu cộng gộp dữ liệu của từng cặp tỉnh có sự kiện tách/nhập trong toàn giai đoạn nghiên cứu. Vì vậy, bộ dữ liệu bảng hoàn chỉnh ban đầu cho bước hồi quy bao gồm 60 quan sát (N) theo cấp tỉnh và trải trong 6 năm (T).

Không có nguồn thu thập chính thức hoặc không chính thức số liệu về quy mô thị trường tín dụng ở cấp tỉnh. Trên thực tế, nhóm nghiên cứu chỉ tìm được các dữ liệu ở cấp quốc gia. Trong một số trường hợp, nhóm nghiên cứu tìm được số liệu phân theo cấp vùng. Tuy nhiên, dữ liệu GDP của ngành tài chính ở mỗi tỉnh/thành phố có thể thu thập được từ các nguồn chính thức từ thống kê của các địa phương. Dựa trên đó, nhóm nghiên cứu tham chiếu tới một phương pháp được sử dụng bởi Bittencourt (2010) để tính toán độ sâu tài chính của thị trường tín dụng theo cấp tỉnh ở Việt Nam như sau:

$$CRED_{i,t} = \frac{GDPF_{i,t}}{\sum_{i=1}^n GDPF_{i,t}} \frac{\sum_{i=1}^n CRED_{i,t}}{GDP_{i,t}} 100\%$$

Trong đó, $GDPF_{i,t}$ là GDP tạo ra bởi ngành tài chính của tỉnh i trong năm thứ t . Tổng cộng $\sum CRED$ hàm ý tín dụng của các tỉnh cộng lại thành tổng là giá trị đã biết.

Sau quá trình tính toán nêu trên, nhóm nghiên cứu nhận thấy Hà Nội là địa hương có giá trị CRED cao hơn nhiều so với các tỉnh còn lại, và có thể là một giá trị cá biệt. Vì vậy, nhóm nghiên cứu chủ ý loại bỏ dữ liệu của Hà Nội ra khỏi bộ dữ liệu trước khi hồi quy. Bộ dữ liệu cuối cùng, do vậy, có kích thước $T=6$ và $N=59$.

4.3. Phương pháp

Để giải quyết vấn đề nội sinh, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp Moment tổng quát (GMM) trong nghiên cứu này. Về mặt kỹ thuật, phương pháp GMM sai phân (DGMM) có thể được sử dụng để ước lượng thông qua việc lấy sai phân bậc một và hồi quy phương pháp chuyển đổi (2) sau đây:

$$\Delta Gini_{i,t} = \beta_1 \cdot \Delta Gini_{i,t-1} + \beta_2 \cdot \Delta FDI_{i,t} + \beta_3 \cdot \Delta X_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Một sự chuyển đổi như vậy sẽ loại bỏ hiệu ứng cố định μ_i bởi thành phần này không đổi theo thời gian. Mặc dù vậy, ước lượng phương trình (2) vẫn đòi hỏi phải có các biến công cụ giải quyết vấn đề nội sinh (nếu có) xảy ra với biến CRED cũng như hiện tượng tự tương quan trong thành phần sai số ($\Delta \epsilon_{i,t}$) và biến trễ sai phân bậc một ($\Delta INEQ_{i,t-1}$). Trong khi việc tìm kiếm một biến công cụ từ ngoại sinh là không khả thi thì việc xây dựng một tập các biến công cụ nội sinh trong các biến của mô hình là hoàn toàn có thể. Giả sử rằng $E(\epsilon_{i,t} | X_{i,s}) = 0$ với $t > s$, thì các độ trễ bậc hai hoặc cao hơn của các biến trong vế phải của mô hình có thể được sử dụng làm biến công cụ. Điều kiện này thỏa mãn nếu tương quan chuỗi trong thành phần $\epsilon_{i,t}$ không tồn tại trong mô hình. Tuy nhiên, DGMM vẫn có hạn chế bởi việc lấy sai phân bậc một làm mất đi thông tin chéo giữa các quan sát và thông tin dài hạn của từng quan sát. Hơn nữa, các biến trễ có thể là biến công cụ yếu. Để khắc phục vấn đề này, nhóm nghiên cứu sử dụng kỹ thuật thay thế, trong đó sử dụng cả biến trễ của sai phân bậc một và các biến độc lập làm biến công cụ.

Cụ thể hơn, nếu $\epsilon_{i,t}$ không tương quan chuỗi, thì các biến trễ bậc hai trong mô hình có thể phù hợp để làm biến công cụ. Arellano and Bond (1991) cho rằng có thể thiết lập một kỹ thuật GMM hệ thống (SGMM) hiệu quả hơn bằng việc kết hợp đặc điểm của các phương trình sai phân và phương trình (1). So sánh tính hiệu quả của các kỹ thuật ước lượng, Soto (2009) thực hiện các mô phỏng với dữ liệu T

ngắn và N lớn, kết quả cho thấy ước lượng bằng SGMM cho kết quả tốt hơn hầu hết các kỹ thuật hồi quy khác, bao gồm cả DGMM. Điều này củng cố quyết định áp dụng SGMM trong nghiên cứu này.

Mô hình ước lượng sẽ dung kiểm định Arellano-Bond để phát hiện hiện tượng tự tương quan trong phương trình sai phân. Kiểm định Sargen/Hansen sẽ cho biết tính phù hợp tổng quát của các biến công cụ. Tuy nhiên, không có chỉ dẫn cụ thể về như thế nào là quá nhiều biến công cụ (Roodman, 2009). Hơn nữa, khi thực thi hồi quy vững để hiệu chỉnh phương sai sai số (heteroskedasticity), kiểm định Hansen về mô hình định dạng quá cao có thể không tin cậy. Vì vậy, theo gợi ý từ Roodman (2009), nhóm nghiên cứu sử dụng quy tắc ngón tay cái rằng số lượng biến công cụ không vượt quá số lượng các nhóm quan sát, trong nghiên cứu này là 59 (tỉnh/thành phố).

5. Kết quả ước lượng và bình luận

Thực hiện 6 hồi quy, và tất cả đều cho kết quả khá tương đồng với nhau, hệ số ước lượng của biến CRED mang giá trị dương (Bảng 2). Kết quả ước lượng phù hợp với thực tế là mô hình phát triển thị trường tài chính ở Việt Nam kích thích đầu cơ. Cụ thể hơn, hệ số ước lượng của CRED rơi vào khoảng từ 0,0022 đến 0,0024, nghĩa là một tỉnh có độ sâu thị trường tín dụng cao hơn so với một tỉnh khác (hoặc so với chính tỉnh đó theo thời gian) 1 điểm phần trăm, thì hệ số Gini của họ bình quân cao hơn 0,23%.

Cùng với kết quả của biến CRED, ước lượng cũng nhấn mạnh sự cần thiết của việc nâng cao trình độ giáo dục như một công cụ giảm thiểu bất bình đẳng, trong khi đó môi trường kinh tế bất ổn, phản ánh trong chỉ số giá tiêu dùng (CPI), rõ ràng không có lợi cho nhóm nghèo. Mặc dù hệ số ước lượng có giá trị dương, không có ý nghĩa thống kê, nhưng biến RGDPPI vẫn hàm ý tăng trưởng kinh tế có thể có hiệu ứng nói rộng khoảng cách thu nhập (ít nhất trong giai đoạn 2002-2012). Một số bằng chứng cho thấy sự có mặt của vốn FDI giúp giảm bớt bất bình đẳng. Điều này có thể giải thích được bởi các doanh nghiệp FDI ở Việt Nam chủ yếu tập trung khai thác lợi thế nguồn lao động kỹ năng thấp và giá rẻ, nên đã giúp giảm khoảng cách thu nhập so với lao động kỹ năng cao.

Tiến hành kiểm định sự tồn tại của giả thuyết hình chữ U-ngược, nhóm nghiên cứu đưa biến bình phương của CRED vào mô hình và sử dụng các kỹ thuật tương tự. Kết quả cho thấy, không có hệ số

Bảng 2: Kết quả hồi quy
{Biến phụ thuộc: ln(Gini)}

Biến giải thích	I	II	III	IV	V	VI
L.Ln(Gini)	0,1418 (1,57)	0,1232 (1,42)	0,1225 (1,27)	0,1354 (1,57)	0,1643* (1,82)	0,1974** (2,05)
CRED	0,0023*** (4,14)	0,0022*** (3,88)	0,0023*** (4,02)	0,0022*** (3,75)	0,0022*** (3,28)	0,0024*** (2,72)
RGDPPC	0,0016 (1,17)	0,0021* (1,97)	0,0019 (1,62)	0,0020* (1,86)	0,0015 (1,20)	0,0012 (0,70)
EDU	-0,0334*** (-3,70)	-0,0323*** (-3,57)	-0,0328*** (-3,60)	-0,0309*** (-3,33)	-0,0305*** (-3,32)	-0,0302*** (-3,21)
INF	0,0038*** (3,51)	0,0039*** (3,52)	0,0040*** (3,31)	0,0039*** (3,62)	0,0038*** (3,54)	0,0034*** (2,83)
TRADEOP	-0,0001 (-0,68)	-0,0001 (-0,57)	-0,0001 (-0,66)	-0,0001 (-0,07)	-0,0000 (-0,06)	0,0003 (1,17)
GEX		0,0007 (1,11)		0,0007 (1,05)		
RGX			0,0003 (0,20)			
DGX			0,0008 (0,27)			
SINV					0,0004 (0,48)	
PINV					-0,0004 (-0,34)	
FINV				-0,0019* (-1,71)	-0,0020 (-1,60)	
L.SINV						-0,0003 (-0,21)
L.PINV						-0,0020 (-0,96)
L.FINV						-0,0077* (-1,91)
Số quan sát	295	295	295	295	295	295
Số biến công cụ	21	22	23	23	24	24
AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2)	0,780	0,842	0,832	0,873	0,833	0,897
Kiểm định Hansen	0,305	0,287	0,256	0,291	0,290	0,480

Ghi chú: giá trị trong ngoặc (.) là thống kê t, ký hiệu hình sao (*), (**), và (***) lần lượt biểu thị hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% and 1% respectively. Báo cáo kiểm định Hansen về sự phù hợp của mô hình định dạng quá cao bởi vì sử dụng hồi quy vãng nhằm hiệu chỉnh hiện tượng phương sai không đồng nhất.

ước lượng nào của biến này có ý nghĩa thống kê. Vì thế, các kết quả này chưa cung cấp các căn cứ thực chứng ủng hộ giả thuyết phi tuyến của Greenwood & Jovanovic (1990). Tuy nhiên, quan hệ hình chữ U-ngược vẫn có thể tồn tại trong trường hợp Việt Nam, bởi nền kinh tế vẫn đang ở giai đoạn đầu của tiến trình phát triển và chưa đạt tới trình độ tạo nên điểm uốn mà tại đó bất bình đẳng sẽ giảm xuống.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Các lý thuyết về mối quan hệ tài chính - bất bình đẳng dự báo khác nhau, kết quả thực nghiệm trên thế giới cũng rất khác nhau. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm ủng hộ giả thuyết tuyến tính của Galor & Zeira (1993) hay của Banerjee & Newman (1993), trong khi gần đây ngày càng có nhiều nghiên cứu chỉ ra kết quả ngược lại. Trong nghiên cứu này, thông qua việc sử dụng dữ liệu bảng của 59 tỉnh/thành phố

ở Việt Nam trong giai đoạn 2002-2012 nhằm tìm ra tác động tiềm ẩn của độ sâu thị trường tín dụng đến bất bình đẳng thu nhập. Kết quả thực nghiệm một phần ủng hộ giả thuyết phi tuyến rằng sự mở rộng thị trường tín dụng dẫn tới gia tăng bất bình đẳng. Kết quả cũng xác định tầm quan trọng của nâng cao trình độ giáo dục trong việc giải quyết bất bình đẳng, trong khi bất ổn kinh tế vĩ mô sẽ tăng cường khoảng cách thu nhập.

Thị trường tín dụng có vai trò thiết yếu đối với tăng trưởng kinh tế, và bất bình đẳng trong thời kỳ bùng nổ tín dụng là không thể tránh khỏi. Điều này là bởi trên thực tế một tỷ lệ lớn dân số Việt Nam sinh sống ở nông thôn trong khi hệ thống ngân hàng chủ yếu hoạt động ở thành thị; và một tỷ trọng lớn lực lượng lao động có kỹ năng thấp, có thu nhập thấp

và tài sản nhỏ - là các nhân tố cản trở khả năng theo đuổi các cơ hội kinh tế tạo ra bởi thị trường tín dụng.

Vì thế, trong bối cảnh hiện tại ở Việt Nam, có thể rút ra một số hàm ý chính sách dựa trên kết quả nghiên cứu này như sau: Thứ nhất, chính phủ nên điều chỉnh các dòng tín dụng vào các hoạt động kinh tế thực hơn là hoạt động đầu cơ. Thứ hai, một lượng lớn hơn tín dụng nên được phân bổ vào khu vực nông nghiệp, nông thôn. Thứ ba, cần có những chính sách, chương trình tín dụng ưu đãi nhằm nâng cao trình độ giáo dục chung, đặc biệt cho các nhóm yếu thế sinh sống tại nông thôn và vùng có điều kiện kinh tế khó khăn, dân tộc thiểu số. Và thứ tư, Ngân hàng Nhà nước nên được quyền độc lập trong việc thực hiện các chính sách kiểm soát giá như là mục tiêu tối thượng.

Tài liệu tham khảo:

- Aghion, P. & Bolton, P. (1997), 'A theory of trick-down growth and development', *Review of Economic Studies*, 64(2), 151-172.
- Alesina, A. & Rodrik, D. (1994), 'Distributive Politics and Economic Growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490.
- Ang, J. (2010), 'Finance and Inequality: The Case of India', *Southern Economic Journal*, 76(3), 738-761.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Asian Development Bank (2015), *Key Indicators for Asia and the Pacific 2015*, ADB.
- Baligh, N. & Pirace, K. (2013), 'Financial Development and Income Inequality Relationship in Iran', *Middle-East Journal of Scientific Research*, 13 (Special Issue of Economics), 56-64.
- Banerjee, A. & Newman, A.F. (1993), 'Occupational Choice and the Process of Development', *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298.
- Batuo, M.E., Guidi, F. & Mlambo, K. (2010), *Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries*, MPRA Paper No. 25658.
- Bittencourt, M.F.M. (2006), *Financial Development and Inequality: Brazil 1985-99*, Discussion Paper No. 06/582, University of Bristol.
- Chu, M.H. & Dong, B.N. (2015), 'The impact of commercial development on income inequality in Vietnam: Theory and practice', *Journal of Economics Studies*, 2, 24-33.
- Clarke, G., Xu, L.C. & Zou, H. (2003), *Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories*, World Bank Policy Research Working Paper no.2984.
- Cruz, J.F. & Imperial, F.A. (2014), *The finance-inequality linkage: The effect of financial development to income distribution in the Philippines*, Prepared for presentation for the 52nd Annual Meeting of the Philippine Economic Society, Hotel Intercontinental Manila, Makati City, November 14th.
- Dhrifi, A. (2013), 'Financial Development and the Growth-Inequality-Poverty Triangle: A Comparative Study between Developed and Developing Countries', *International Journal of Economics, Finance and Management*, 2(7), 472-481.
- Fowowe, B. & Abidoye, B. (2013), 'The effect of financial development on poverty and inequality in African countries', *The Manchester School*, 81(4), 562-585.

- Galor, O. & Zeira, J. (1993), 'Income Distribution and Macroeconomics', *Review of Economic Studies*, 60, 35-52.
- Tổng cục thống kê (2015), *Niên giám thống kê năm 2014*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990), 'Financial Development, Growth, and the Distribution of Income', *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107.
- Jalil, A. & Feridun, M. (2011), 'Long-run relationship between income inequality and financial development in China', *Journal of the Asia Pacific Economy*, 16(2), 202-214.
- Jauch, S. & Watzka, S. (2012), *Financial Development and Income Inequality: A Panel Data Approach*, Cesifo Working Paper No. 3687.
- Kai, H. & Hamori, S. (2009), 'Globalization, financial depth, and inequality in Sub-Saharan Africa', *Economics Bulletin*, 29(3), 1-12.
- Law, S.H. & Tan, H.B. (2009), 'The role of financial development on income inequality in Malaysia', *Journal of Economic Development*, 34(2), 153-168.
- 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 & Trade*, 50(1), 21-33.
- Le, Q.H. (2010), 'Relationship between economic growth and income inequality: Theory and practice in Vietnam', *Journal of Economic Studies*, 1, 14-21.
- Le, Q.H. & Chu, M.H. (2013), 'Financial sector development and income inequality in Vietnam: Evidence at the provincial level', *Journal of Southeast Asian Economies*, 30(3), 263-277.
- Liang, Z. (2006), 'Financial development and income distribution: A system GMM panel analysis with application to urban China', *Journal of Economic Development*, 31(2), 1-21.
- Nguyen, C., Bigman, D., Berg, M.V.D., & Vu, T. (2007), *Impact of Micro-credit on Poverty and Inequality: The Case of the Vietnam Bank for Social Policies*, retrieved on January, 30th 2017, from <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/54154/1/MPRA_paper_54154.pdf, dated 20/2/2012>.
- Nguyen, P.L. & Anwar, S. (2009), 'Financial development and economic growth in Vietnam', *Journal of Economics and Finance*, 35(3), 348-360.
- Nguyen, T.V. & Pham, H.V. (2012), 'Income inequality in Vietnam: Real situation and solutions', *Journal of Economics and Development*, Special Issue, 9/2012, 102-110.
- Ohno, K. (2010), *Avoiding the Middle Income Trap: Renovating Industrial Policy Formulation in Vietnam*, Vietnam Development Forum (VDF), Hanoi.
- Persson, T. & Tabellini, G. (1994), 'Is inequality harmful for growth?', *American Economic Review*, 84, 600-621.
- Roodman, D. (2006), *How to Do xtabond2: An introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata*, Working Paper 103, Center for Global Development, Washington.
- Shahbaz, M. & Islam, F. (2011), 'Financial development and income inequality in Pakistan: An application of ARDL approach', *Journal of Economic Development*, 36(1), 35-58.
- Soto, M. (2009), *System GMM estimation with a small sample*, Barcelona Economics Working Paper Series Working Paper n° 395, Barcelona Graduate School of Economics.
- Tran, A.T. (2008), 'Financial sector development and economic growth in the case of Vietnam', *Journal of International Business and Economics*, 8(2), 135-153.
- World Bank (2014). *Taking stock: An update on Vietnam's recent economic development*, Hanoi.
- Zhang, Q. & Cheng, R. (2015), 'Financial Development and Income Inequality in China: An Application of SVAR Approach', *Procedia Computer Science*, 55, 774-781.