

# Hội nhập tài chính, phát triển tài chính và bất ổn kinh tế vĩ mô

**HỒ THỊ LAM & TRẦN NGỌC THƠ**

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

Nhận bài: 27/03/2019 – Duyệt đăng: 20/04/2019

## **Tóm tắt:**

**T**rong nghiên cứu này, chúng tôi đánh giá tác động của hội nhập tài chính và vai trò của phát triển tài chính đối với bất ổn kinh tế vĩ mô. Sử dụng dữ liệu của 7 quốc gia phát triển thuộc nhóm nước G-7 trong giai đoạn 1970-2014, chúng tôi thấy rằng điều kiện tài chính trong nước quan trọng khi đánh giá tác động của hội nhập tài chính đến biến động tăng trưởng sản lượng, tiêu dùng và thu nhập. Cụ thể hơn, biến động tăng trưởng tiêu dùng được tìm thấy gia tăng cùng với mức độ hội nhập tài chính, trong khi mức độ phát triển tài chính trong nước tác động ngược chiều đến biến động sản lượng. Những phát hiện của nghiên cứu gợi ý một vài hàm ý chính sách về phát triển hệ thống tài chính trong nước là điều kiện tiên quyết đối với quá trình hội nhập tài chính quốc tế.

**Từ khóa:** bất ổn kinh tế vĩ mô, hội nhập tài chính, phát triển tài chính, toàn cầu hóa tài chính.

## **Abstract:**

*In this paper, we analyze the relationship between international financial integration, domestic financial development and macroeconomic volatility. Looking at a panel of G7 countries (Canada, France, Germany, Italy, Japan, UK, US) over the period 1970 - 2014, we find that domestic financial development matter when assessing the impact of financial integration on output, consumption and income volatility. More specifically, consumption growth volatility is found to increase with the degree of financial integration. Meanwhile, financial development has a negative impact on output growth volatility. This findings suggest some policy implications for domestic financial system development as a prerequisite for the international financial integration process.*

**Keywords:** Macroeconomic volatility, financial integration, financial development, financial globalization.

## **1. Giới thiệu**

Hội nhập tài chính quốc tế đã tăng mạnh kể từ cuối những năm 1980 và 1990, và đã mang lại một nguồn lợi ích tiềm năng quan trọng. Thứ nhất, việc mở cửa thị trường vốn quốc tế cung cấp thêm nguồn lực để đầu tư tài chính và do đó có thể dẫn đến tích lũy vốn lớn hơn. Ngoài ra, hội nhập tài chính có thể dẫn đến phân bổ vốn hiệu quả hơn bằng cách tăng cường kỷ luật

thị trường và bằng cách tăng cường hệ thống ngân hàng. Một nguồn lợi ích chính khác là tạo điều kiện thuận lợi cho việc chia sẻ rủi ro quốc tế bằng cách cung cấp nhiều cơ hội hơn cho đa dạng hóa danh mục đầu tư. Cuối cùng thương mại quốc tế trong tài sản mang lại lợi ích điều hòa tiêu dùng bằng cách cho phép các tác nhân tự bảo vệ mình tốt hơn trước những cú sốc bất lợi. Hội nhập tài chính được cho là làm giảm biến động sản lượng

nếu nó thúc đẩy đa dạng hóa sản xuất nhưng làm tăng biến động đầu ra nếu thúc đẩy chuyên môn hóa sản xuất (Eizenou, 2008). Thực tế quá trình hội nhập cũng kích thích cạnh tranh và mở rộng thị trường, từ đó dẫn đến phát triển tài chính hơn nữa. Đổi lại, tài chính phát triển có thể dẫn đến phân bổ nguồn lực giới hạn có hiệu quả hơn cũng như giảm chi phí vốn (Nzioka, Kajjage & Ochieng, 2017).

Tuy nhiên, hội nhập tài chính

cũng có thể làm tăng biến động kinh tế vĩ mô ở các nước kém phát triển trong giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu vì nó khiến các nước này phải đối diện với khả năng đảo ngược dòng vốn lớn và bất ngờ. Điều này trở nên tồi tệ hơn bởi các đặc điểm cấu trúc và môi trường chính sách chưa hoàn thiện của các nước này khiến họ dễ bị những cú sốc đến từ các nước khác (Kari, 2004). Hội nhập tài chính kết hợp với các tổ chức tài chính nội địa yếu, làm trầm trọng thêm sự méo mó đang tồn tại do sự không hoàn hảo của thị trường tín dụng, do đó biến động chu kỳ kinh doanh cao hơn. Trong sự hiện diện của bất đối xứng thông tin và/hoặc khả năng thực thi các hợp đồng bị hạn chế, ví dụ, tài khoản vốn mở hơn cung cấp thanh khoản bổ sung cho hệ thống ngân hàng trong nước và đòn bẩy cao hơn cho các công ty vay vốn. Trong bối cảnh này, hội nhập tài chính có thể khuếch đại cơ chế gia tốc tài chính được xác định bởi Bernanke, Gertler, & Gilchrist (1999).

Do đó, để đánh giá lợi ích và rủi ro của hội nhập tài chính trong hoạch định chính sách ở các quốc gia, việc tìm hiểu ý nghĩa của hội nhập đối với tăng trưởng cũng như sự biến động kinh tế vĩ mô là rất quan trọng.

Các nghiên cứu về tác động của hội nhập tài chính đối với tăng trưởng đã tạo ra cuộc tranh luận gay gắt. Bằng chứng về lợi ích lâu dài của toàn cầu hóa tài chính cho thấy rằng, mặc dù mức độ hội nhập gia tăng đã gây ra một số cuộc khủng hoảng với quy mô lớn, nền kinh tế hội nhập về tài chính đã làm cải thiện thu nhập bình quân đầu người so với

các quốc gia ít hội nhập (Kose, Prasad, & Terrones, 2003). Mặc dù nhiều nghiên cứu kết luận rằng hội nhập tài chính tạo ra lợi ích tăng trưởng, tuy nhiên mối quan hệ này không phải lúc nào cũng được tìm thấy (xem Edison & ctg 2002; Epaulard & Pommeret 2005; Friedrich, Schnabel, & Zettelmeyer 2013; Schularick & Steger 2010).

Cũng đã có một cuộc thảo luận chuyên sâu về tác động của hội nhập tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô. Tuy nhiên, kết luận tương đối không rõ ràng vì các bằng chứng sẵn có về tác động của hội nhập tài chính đối với biến động còn nhiều hạn chế. Các nghiên cứu định lượng trước đây chủ yếu cho thấy mối liên hệ đáng kể giữa độ mở tài chính và biến động kinh tế vĩ mô nói chung khá yếu, hoặc biến động tiêu dùng có xu hướng tăng theo mức độ hội nhập tài chính ở các nước thu nhập thấp và trung bình (Eozenou, 2008; Kose & ctg, 2003; Neaime, 2005).

Mục tiêu của bài báo này là nghiên cứu tác động của hội nhập tài chính quốc tế đến biến động kinh tế vĩ mô và vai trò của phát triển tài chính nội địa đối với những biến động này ở các quốc gia phát triển thuộc nhóm nước G-7. Để thực hiện mục tiêu, chúng tôi giải quyết ba câu hỏi: Thứ nhất, ý nghĩa của lý thuyết kinh tế đối với tác động của hội nhập tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô là gì? Thứ hai, động lực của biến động kinh tế vĩ mô theo thời gian là gì? Thứ ba, liệu mức độ hội nhập tài chính quốc tế, cùng với phát triển tài chính trong nước có tác động đến biến động kinh tế vĩ mô không?

## **2. Cơ sở khoa học về mối quan hệ giữa hội nhập tài chính, phát triển tài chính và bất ổn kinh tế vĩ mô**

### **2.1. Lý thuyết về hội nhập tài chính, phát triển tài chính và bất ổn kinh tế vĩ mô**

Tác động của hội nhập tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô đã được nghiên cứu bằng mô hình cân bằng tổng thể (Sutherland, 1996; Hagen & Zhang, 2006; Evans & Hnatkovska, 2007). Một mặt hội nhập tài chính được dự kiến sẽ giảm biến động kinh tế vĩ mô vì nó làm giảm biến động tiêu dùng bằng cách cho phép chia sẻ rủi ro giữa các hộ gia đình, do đó làm dịu (điều hòa) tiêu dùng theo thời gian thông qua giao dịch tài sản quốc tế và giảm biến động sản lượng bằng cách thúc đẩy đa dạng hóa sản xuất. Mặt khác, hội nhập tài chính được dự đoán sẽ làm tăng biến động kinh tế vĩ mô do tăng biến động sản lượng nếu nó thúc đẩy chuyên môn hóa sản xuất dựa trên những lợi thế so sánh, do đó làm cho các quốc gia dễ bị tác động bởi những cú sốc cụ thể của ngành và tăng biến động tiêu dùng nếu nó cho phép giao dịch trên các tài sản quốc tế (Razin & Rose, 1994; Evans & Hnatkovska, 2007). Hội nhập tài chính cũng có thể làm tăng biến động chu kỳ kinh doanh nếu nó làm các méo mó trên thị trường tín dụng nặng nề thêm do sự không hoàn hảo của thị trường liên quan đến các tổ chức tài chính trong nước yếu kém (Fan, Mohtadi & Neumann, 2014).

Một số nghiên cứu gần đây xem xét tác động của độ mở tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô bằng cách sử dụng các mô

hình giá định ngẫu nhiên động, dựa trên mô hình Redux của Obstfeld & Rogoff (1995). Buch, Doepke, & Pierdzioch (2005); Senay (1998) xem xét tầm quan trọng của các cú sốc chính sách tiền tệ và tài khóa trong mối quan hệ này. Kết quả của các nghiên cứu này cho thấy tác động của hội nhập tài chính đối với sự biến động của sản lượng và tiêu dùng phụ thuộc vào bản chất của những cú sốc. Trong sự hiện diện của các cú sốc chính sách tiền tệ (tài khóa), biến động của sản lượng tăng (giảm) trong khi biến động của tiêu dùng giảm (tăng) khi mức độ hội nhập tài chính tăng lên.

Mối quan hệ giữa độ mở tài chính và biến động kinh tế vĩ mô cũng có thể bị ảnh hưởng bởi đặc điểm cấu trúc tài chính của các quốc gia (mức độ phát triển tài chính). Các nước có hệ thống tài chính kém phát triển hơn dễ bị tổn thương hơn trước những cú sốc có nguồn gốc ở các nước khác. Thứ nhất, các hạn chế trong đa dạng hóa xuất khẩu và nhập khẩu khiến một số nước này đặc biệt dễ bị những biến động bất ngờ về cú sốc thương mại và cú sốc cầu nước ngoài. Sử dụng mô hình kinh tế mở nhỏ năng động, Kose (2002) thấy rằng những cú sốc thương mại có thể giải thích một phần đáng kể biến động, và Senhadji (1998) cho thấy vai trò quan trọng của những cú sốc cầu khối ngoại. Thứ hai, những thay đổi đột ngột trong hướng dòng vốn có thể tạo ra chu kỳ bùng nổ ở các nước kém phát triển hơn, bởi vì các quốc gia này thường không có các lĩnh vực tài chính sâu để đối phó với dòng vốn dễ đảo chiều. Aghion, Banerjee,

& Piketty (1999); Caballero & Krishnamurthy (2001) xây dựng các mô hình thiết lập các liên kết lý thuyết giữa phát triển tài chính thấp và biến động sản lượng cao. Hơn nữa, những thay đổi đột ngột về lãi suất thế giới có thể gây ra biến động chu kỳ kinh doanh lớn đáng kể ở các quốc gia có nợ cao. Thứ ba, quy mô quốc gia là một yếu tố quan trọng và các nền kinh tế đang phát triển nhỏ hơn nhiều so với các nước công nghiệp. Crucini (1997); Head (1995) cho thấy sự biến động năng suất ở các nước công nghiệp hóa lớn có thể có tác động đáng kể đến động lực của chu kỳ kinh doanh ở các nước đang phát triển nhỏ. Kose & Prasad (2002) thấy rằng cả cú sốc thương mại và cú sốc dòng viện trợ nước ngoài đều đặc biệt quan trọng trong việc giải thích biến động kinh tế vĩ mô biến động cao ở các nước nhỏ (được xác định là các nước có dân số dưới 1,5 triệu người) với mức độ mở cửa thương mại và tài chính cao hơn so với các nước đang phát triển khác. Trong thực tế, một số cuộc khủng hoảng tài chính ở các nền kinh tế mới nổi đã xảy ra sau các chương trình tự do hóa tài chính (Glick & Hutchison, 1999; Kaminsky & Reinhart, 1999). Những cuộc khủng hoảng này thường trùng hợp với sự đột ngột mất quyền tiếp cận với các thị trường tài chính thế giới (“sudden stops”) và dẫn đến biến động rất lớn trong sản lượng và tiêu dùng.

## **2.2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây có liên quan**

### **2.2.1 Hội nhập tài chính và biến động kinh tế vĩ mô**

Không giống như các tài liệu phong phú tập trung vào tác động

của độ mở tài chính đối với tăng trưởng kinh tế, các nghiên cứu phân tích các mối liên hệ giữa độ mở và biến động kinh tế vĩ mô là hạn chế. Hơn nữa, các nghiên cứu định lượng cho đến hiện tại báo cáo mối liên hệ chưa rõ ràng giữa độ mở tài chính và biến động kinh tế vĩ mô. Razin & Rose (1994) nghiên cứu tác động của độ mở thương mại và tài chính đối với sự biến động của sản lượng, tiêu dùng và đầu tư cho một mẫu của 138 quốc gia trong giai đoạn 1950–1988. Họ không tìm thấy mối liên hệ đáng kể giữa độ mở và biến động kinh tế vĩ mô. Easterly, Islam, & Stiglitz (2001) tìm hiểu các nguồn biến động kinh tế vĩ mô bằng cách sử dụng dữ liệu cho một mẫu của 74 quốc gia trong giai đoạn 1960–97. Họ thấy rằng một mức độ phát triển cao hơn của khu vực tài chính trong nước có liên quan với biến động thấp hơn. Mặt khác, sự gia tăng mức độ mở cửa thương mại dẫn đến sự gia tăng biến động của sản lượng, đặc biệt là ở các nước đang phát triển. Kết quả của họ cho thấy rằng độ mở tài chính cũng như sự biến động của dòng vốn có tác động đáng kể đến biến động kinh tế vĩ mô. Họ lập luận rằng, do khu vực tài chính truyền tải tác động của biến động dòng vốn đến nền kinh tế thực, tác động của dòng vốn được phản ánh trong các biến khu vực tài chính.

Gavin & Hausmann (1996) nghiên cứu các nguồn biến động kinh tế vĩ mô ở các nước đang phát triển trong giai đoạn 1970–1992. Họ thấy rằng có một mối liên hệ tích cực đáng kể giữa sự biến động của dòng vốn và biến

động đầu ra. Bekaert, Harvey, & Lundblad (2002) xem xét tác động của tự do hóa thị trường cổ phiếu đối với biến động sản lượng và tiêu dùng trong giai đoạn 1980–2000. Họ thấy rằng, sau khi tự do hóa thị trường chứng khoán, có sự sụt giảm đáng kể cả về biến động sản lượng và tiêu dùng. Tài khoản vốn mở hơn làm giảm sự biến động của sản lượng và tiêu dùng, nhưng tác động của nó nhỏ hơn so với tự do hóa thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, họ cũng báo cáo rằng tài khoản vốn mở hơn làm tăng sự biến động của sản lượng và tiêu dùng ở các thị trường mới nổi. IMF (2002) cung cấp bằng chứng cho thấy rằng độ mở tài chính có liên quan đến biến động sản lượng thấp hơn ở các nước đang phát triển. Eozenou (2008) xem xét liệu các điều kiện tài chính trong nước có giải thích được mối liên hệ giữa hội nhập tài chính và biến động kinh tế vĩ mô cho 90 quốc gia trong giai đoạn 1960-2000 hay không. Ông nhận thấy rằng hội nhập tài chính không ảnh hưởng đến biến động sản lượng nhưng có ảnh hưởng đến biến động tiêu dùng tùy thuộc vào mức độ phát triển tài chính. Hội nhập tài chính làm tăng biến động tiêu dùng đối với các nước có mức phát triển tài chính thấp nhưng làm giảm biến động tiêu dùng đối với các nước có mức phát triển tài chính cao.

Nhìn chung, nhiều nghiên cứu định lượng về tác động của hội nhập tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô không tìm thấy mối liên hệ đáng kể giữa hội nhập tài chính và chu kỳ kinh doanh hoặc biến động sản lượng mặc dù họ sử dụng các phương pháp khác

nhau; xem xét các nhóm quốc gia khác nhau, các giai đoạn khác nhau và các biện pháp khác nhau của hội nhập tài chính và biến động. Lý do có thể không có ước lượng tuyến tính đáng kể về mối quan hệ giữa tính mở về tài chính và biến động kinh tế vĩ mô là do dữ liệu của các quốc gia có mức độ mở cửa tài chính khác nhau được gộp lại với nhau vì mối quan hệ cơ bản khá phẳng và không đơn điệu (Hagen & Zhang, 2006). Do đó, mặc dù lý thuyết không đưa ra dự đoán rõ ràng về tác động của hội nhập tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô, một điểm chung được rút ra từ các nghiên cứu trước rằng tác động của hội nhập tài chính đối với biến động kinh tế vĩ mô phụ thuộc vào nhiều yếu tố; mức độ hội nhập tài chính, mức độ phát triển ngành tài chính, bản chất của những cú sốc cơ bản trong nền kinh tế và mức độ phát triển của nền kinh tế.

#### 2.2.2 Hội nhập tài chính, phát triển tài chính và biến động kinh tế vĩ mô

Aghion, Bachetta, & Banerjee (2000) và Aghion & ctg (1999) cho thấy các nền kinh tế có mức phát triển tài chính trong nước thấp có mức độ biến động trong tốc độ tăng trưởng cao. Tuy nhiên Beck, Lundberg, & Majnoni (2006) lập luận rằng điều này không phải luôn luôn đúng, và rằng tác động của phát triển tài chính đối với biến động phụ thuộc vào việc nền kinh tế có bị ảnh hưởng bởi những cú sốc thực hay cú sốc tiền tệ. Sử dụng dữ liệu của 63 quốc gia trong giai đoạn 1960-1997, họ không tìm thấy mối quan hệ vững mạnh giữa phát triển tài chính và biến

động tăng trưởng kinh tế.

Vấn đề phân tích sự phụ thuộc lẫn nhau giữa thị trường tài chính trong và ngoài nước đã thu hút sự chú ý ngày càng tăng của các nhà nghiên cứu. Caballero & Krishnamurthy (2001) tập trung vào vai trò của hệ thống tài chính trong nước với tiếp cận thị trường quốc tế. Broner & Ventura (2005) cho thấy chia sẻ rủi ro trong nước và nước ngoài được kết nối bởi vì chính phủ không thể phân biệt đối xử giữa các tác nhân trong và ngoài nước. Bởi vì cơ chế này, họ cho thấy rằng khi thị trường tài sản không hoàn hảo do rủi ro chủ quyền, toàn cầu hóa tài chính có thể dẫn đến mất mát cơ hội chia sẻ rủi ro cả trong và giữa các quốc gia, và do đó tổn thất phúc lợi.

Leblebicioğlu (2009) phân tích chính thức các tác động tương tác giữa sự thiếu hoàn hảo của thị trường tín dụng trong nước và hội nhập tài chính. Tác giả phát triển một mô hình kinh doanh thực hai khu vực giữa hai nước trong đó một quốc gia phải đối mặt với điều kiện tín dụng bất đối xứng theo nghĩa là một số các công ty tốt (T) được tiếp cận với tài chính quốc tế trong khi các công ty khác (NT) bị hạn chế tiếp cận thị trường vốn trong nước. Sự không hoàn hảo của thị trường tín dụng trong nước xuất phát từ giả định rằng các doanh nghiệp trong khu vực NT vay trực tiếp từ công nhân để đầu tư tài chính. Khi làm như vậy họ cũng phải đối mặt với một ràng buộc vay được quy định như ràng buộc tài sản thế chấp. Tỷ lệ giá trị ròng xác định số tiền vay tối đa là thông số đại diện cho sự không hoàn hảo của thị trường

tín dụng trong nước. Trong mô hình này, sau một cú sốc năng suất tích cực trong lĩnh vực NT, người lao động muốn tiêu thụ nhiều hơn nhưng họ cũng nghèo hơn vì các tác động thương mại. Với điều kiện hội nhập tài chính hoàn hảo, công nhân có thể vay từ nước ngoài để duy trì mức tiêu thụ của họ. Tuy nhiên, theo cách chủ động, cách duy nhất để nhân viên có thể tăng nguồn thu của họ là làm việc nhiều hơn cho ngành T. Điều này làm xấu đi các điều khoản thương mại và do đó làm cho khoản tiêu dùng của gia đình đắt hơn, làm giảm sự gia tăng tiêu dùng. Theo cơ chế này, những cú sốc về năng suất trong khu vực kinh doanh NT bị hạn chế tín dụng mang lại biến động tiêu dùng cao hơn và sự biến động tiêu dùng dưới điều kiện hội nhập tài chính hơn là cao hơn tương đối so với dưới điều kiện tự do tài chính.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Chúng tôi xem xét tác động của hội nhập tài chính đối với biến động ở 7 quốc gia trong mẫu nghiên cứu trong giai đoạn 45 năm từ năm 1970 đến năm 2014. Biến phụ thuộc là độ lệch chuẩn của tốc độ tăng trưởng của biến có liên quan trong mỗi khoảng thời gian 5 năm không chồng chéo. Cửa sổ 5 năm được sử dụng để lọc những biến động theo chu kỳ hàng năm. Các biến giải thích là trung bình 5 năm của dữ liệu cơ bản hàng năm hoặc, các thước đo biến động được xây dựng theo cách tương tự như các biến phụ thuộc. Chúng tôi sử dụng khung phân tích động để thể hiện mối quan hệ giữa hội nhập tài chính và biến động kinh tế vĩ mô.

Xem xét mô hình hồi quy sau:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \gamma_i + \vartheta_{i,t}$$

Với  $\gamma_i$  và  $\vartheta_{i,t}$  là các phân phối độc lập theo  $i$ ,  $E[\gamma_i] = E[\vartheta_{i,t}] = E[\gamma_i \vartheta_{i,t}] = 0$ , với  $i=1, \dots, N$  và  $t = 2, \dots, T$ ;  $E[\vartheta_{i,t} \vartheta_{i,s}] = 0$  với  $\forall t \neq s$

Trong các nghiên cứu định lượng với dữ liệu bảng, phương pháp ước lượng được sử dụng nhiều nhất là mô hình OLS, mô hình hiệu ứng cố định (FEM) và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (REM). Tuy nhiên, tùy vào đặc tính dữ liệu nghiên cứu, các kiểm định lựa chọn mô hình cần được thực hiện để lựa chọn mô hình phù hợp nhất. Tiếp theo đó, nếu mô hình ước lượng tồn tại các khuyết tật mà vi phạm các giả định của phương pháp hồi quy thông thường như hiện tượng nội sinh, tự tương quan, phương sai thay đổi, các phương pháp ước lượng như GMM, hồi quy biến công cụ, FGLS được sử dụng để khắc phục các khuyết tật của các mô hình hồi quy. Chúng tôi sẽ trình bày kết quả lựa chọn mô hình và phương pháp ước lượng ở phần kết quả nghiên cứu.

Chúng tôi xem xét phương trình sau đây cho đặc tính động của mô hình:

$$\sigma_{ij,t} = \alpha \sigma_{ij,t-1} + \beta_1 Z_{i,t} + \beta_2 FD_{i,t} + \beta_3 FI_{i,t} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó  $\sigma_{ij,t}$  biểu thị độ lệch chuẩn của tỷ lệ tăng trưởng hàng năm của các biến  $j = Y, C, C + G, Q$ . Chúng tôi xem xét GDP (Y), tiêu dùng tư nhân (C), tổng tiêu dùng (C+G) và tổng thu nhập (Q) trên đầu người. Hữu dụng của một tác nhân trong nền kinh tế quốc gia không chỉ phụ thuộc vào tiêu dùng cá nhân (C) mà

còn phụ thuộc vào tiêu thụ của chính phủ (G). Các thuộc tính chu kỳ của G có thể ảnh hưởng đến phản ứng của C đối với các cú sốc kinh tế vĩ mô. Do đó, cần xem xét tổng của C và G để phản ánh tiêu dùng của nền kinh tế (Kose & ctg, 2003). Tất cả các biến được biến đổi về chuỗi thực.  $Z_{i,t}$  là tập hợp các biến kiểm soát,  $FD_{i,t}$  đo lường mức độ phát triển tài chính,  $FI_{i,t}$  đo lường mức độ hội nhập tài chính. Với công thức này, chúng tôi cho phép tác động của một trong hai biến này phụ thuộc vào mức độ của biến số còn lại.  $\beta_2$  và  $\beta_3$  trong phương trình (1) thể hiện tác động biên của phát triển tài chính và hội nhập tài chính đến biến động kinh tế vĩ mô, tương ứng. Chúng tôi cũng bao gồm biến giả thời gian trong các hồi quy.

#### 3.2. Dữ liệu

Mô hình nghiên cứu là sự kết hợp của 3 tập biến: (1) bộ các biến phụ thuộc đại diện cho bất ổn kinh tế vĩ mô ( $\sigma_{ij,t}$ ); (2) bộ các biến độc lập bao gồm các biến hội nhập tài chính ( $FI_{i,t}$ ) và phát triển tài chính ( $FD_{i,t}$ ) và (3) bộ các biến kiểm soát ( $Z_{i,t}$ ).

##### 3.2.1 Bất ổn kinh tế vĩ mô

Để đo lường mức độ bất ổn kinh tế vĩ mô, chúng tôi sử dụng thước đo biến động tăng trưởng sản lượng (Y), biến động tăng trưởng tiêu dùng (C và C+G) và biến động tăng trưởng thu nhập (Q). Các hồi quy được ước lượng với nhiều thước đo biến động kinh tế vĩ mô khác nhau để nắm bắt tác động của hội nhập tài chính và phát triển tài chính đến nhiều khía cạnh của biến động kinh tế vĩ mô.

##### 3.2.2 Hội nhập tài chính

Có hai chỉ số phản ánh hội

nhập tài chính là các chỉ số dựa trên luật định (de jure) và các chỉ số dựa trên thực tế (de facto). Chỉ số de jure bao gồm chỉ số hạn chế giao dịch tài khoản vốn và các chỉ số de facto bao gồm thâm hụt tài khoản vãng lai, tài sản nước ngoài ròng, dòng vốn FDI, dòng vốn đầu tư cổ phần danh mục và dòng vốn khác (Kari, 2004; Fan, Mohtadi & Neumann, 2014). Với chỉ số de jure, nghiên cứu này sử dụng chỉ số KAOPEN được xây dựng bởi Chinn & Ito (2008). Như đã lưu ý trên website của Ito<sup>1</sup>, KAOPEN dựa trên các biến giả nhị phân mã hóa việc lập bảng các hạn chế đối với các giao dịch tài chính xuyên biên giới được báo cáo trong Báo cáo thường niên về phạm vi trao đổi và hạn chế trao đổi (AREAER) của IMF. Chỉ số này là thành phần chính được chuẩn hóa đầu tiên trong bốn loại hạn chế đối với tài khoản vãng lai bên ngoài và đã được sử dụng trong nhiều nghiên cứu về hội nhập tài chính quốc tế.

Với chỉ số de facto, chúng tôi sử dụng hai thước đo hội nhập tài chính quốc tế được xây dựng bởi Lane & Milesi-Ferretti (2007). Các thước đo này ước tính trữ lượng tài sản và nợ nước ngoài của một quốc gia có nguồn gốc từ dữ liệu dòng tài sản và nợ phải trả (còn gọi là Vị thế đầu tư quốc tế, IIP) được tính toán bởi Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Lane & Milesi-Ferretti (2007) xây dựng 2 thước đo hội nhập tài chính là IFIGDP và GEQY. Thước đo IFIGDP bao gồm tất cả 5 chỉ mục trong chỉ số IIP của IMF, là sự kết hợp của dòng vốn FDI, danh mục đầu tư, các luồng vốn đầu

tư khác, phái sinh tài chính và tài sản dự trữ, tất cả trên GDP. Thước đo GEQY chỉ bao gồm các thành phần vốn cổ phần của IIP: đầu tư danh mục vào vốn cổ phần và FDI. Cả IFIGDP và GEQY đo lường hội nhập tài chính bằng cách tổng hợp vị thế tài sản và nợ nước ngoài tương đối trên GDP.

Bởi vì các chỉ số de jure của hội nhập tài chính không có sự thay đổi đáng kể theo thời gian (Eozenou, 2008), trong khi các thước đo IIP de facto của hội nhập tài chính có khả năng phản ánh hướng và loại của tài sản, chúng tôi tập trung nhiều hơn vào các chỉ số de facto. Hai chỉ số de facto thành phần là IFIGDP và GEQY được xem xét riêng biệt trong mỗi hồi quy cụ thể. Chúng tôi bao gồm chỉ số KAOPEN trong tất cả các mô hình hồi quy như là một biến kiểm soát. Tương quan giữa chỉ số KAOPEN và thành phần IFIGDP của IIP là 0.302, trong khi tương quan giữa KAOPEN và thành phần GEQY của IIP là 0.4. Loại bỏ biến KAOPEN không làm thay đổi kết quả định tính được trình bày ở đây, nhưng chúng tôi muốn giữ biến kiểm soát đó để xem xét cả khía cạnh de jure và de facto của hội nhập tài chính quốc tế và tác động của chúng đối với biến động kinh tế vĩ mô. Sự khác biệt này có tầm quan trọng đặc biệt trong việc hiểu các tác động của hội nhập tài chính vì nhiều nền kinh tế đã duy trì kiểm soát các giao dịch tài khoản vốn và cho thấy điều này không có hiệu quả trong nhiều trường hợp, đặc biệt trong bối cảnh tự do hóa dòng vốn.

Chúng tôi sử dụng thước đo

độ mở thương mại tiêu chuẩn (tỷ lệ nhập khẩu và xuất khẩu trên GDP). Chỉ số TRADEOPEN là thước đo tính mở về thương mại de facto. Kết hợp với độ mở tài chính, độ mở thương mại được đưa vào mô hình hồi quy như một thước đo độ mở quốc tế thực của một quốc gia.

### 3.2.3 Phát triển tài chính

Các thước đo khác nhau của phát triển tài chính đã được đề xuất bởi nhiều nghiên cứu khác nhau (xem thêm, King & Levine, 1993; Arestis & Demetriades, 1997; Beck, Demirguc-Kunt & Levine, 2000; Svirydzenka, 2016). Hầu hết các nghiên cứu trước đây thường sử dụng 2 thước đo phát triển tài chính là “tín dụng nội địa/GDP” và “vốn hóa TTCK/GDP”. Tuy nhiên, các chỉ số này không tính đến tính chất đa chiều phức tạp của phát triển tài chính. Ngày nay, các lĩnh vực tài chính càng phát triển và hệ thống tài chính trở nên đa dạng hơn trên toàn cầu. Sự đa dạng của các hệ thống tài chính trên khắp các quốc gia ngụ ý rằng cần xem xét nhiều chỉ số mà phản ánh nhiều khía cạnh khác nhau, để đo lường sự phát triển tài chính toàn diện. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng cơ sở dữ liệu từ Svirydzenka (2016)<sup>2</sup> và lựa chọn bộ chỉ số phát triển tài chính hàng năm. Phát triển tài chính được định nghĩa là sự kết hợp giữa chiều sâu (quy mô và tính thanh khoản của các thị trường), khả năng tiếp cận (khả

<sup>2</sup> Svirydzenka (2016) tính toán chỉ số phát triển tài chính cho 183 quốc gia trong giai đoạn từ 1980 đến nay, bằng cách tóm tắt cách thức các tổ chức tài chính và thị trường tài chính phát triển về mặt chiều sâu, khả năng tiếp cận, hiệu quả và sự ổn định của hệ thống tài chính với bộ chỉ số thành phần toàn diện từ Cơ sở dữ liệu Phát triển tài chính toàn cầu của Ngân hàng Thế giới.

<sup>1</sup> [http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito\\_website.htm](http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm)

năng của cá nhân và công ty tiếp cận với các dịch vụ tài chính) và hiệu quả (khả năng các tổ chức tài chính cung cấp các dịch vụ tài chính với chi phí thấp và doanh thu bền vững và mức độ hoạt động của các thị trường vốn) của các tổ chức tài chính và thị trường tài chính. Cách tiếp cận đa chiều này xác định phát triển tài chính tuân theo ma trận các đặc điểm hệ thống tài chính được phát triển bởi Čihák & ctg (2012).

### 3.2.4 Các biến kiểm soát khác

Trong các phương trình hồi quy, chúng tôi cũng bao gồm một số biến kiểm soát khác dựa theo các nghiên cứu trước (xem thêm Eozenou, 2008; Fan, Mohtadi, & Neumann, 2014; Kose & ctg, 2003; Lane & Milesi-Ferretti, 2007). Ngoài các thước đo độ mở thương mại và tài chính, bộ biến kiểm soát của chúng tôi bao gồm logarit tự nhiên của mức thu nhập bình quân đầu người (lnRGNI) và logarit tự nhiên của tổng dân số (lnPOP) như là các thước đo quy mô kinh tế, độ lệch chuẩn của điều khoản thương mại (ToT) và mức độ lạm phát trung bình (INF) để đại diện cho biến động mức giá tương đối của các hàng hóa ngoại thương và các hàng hóa trong nước, biến động của cán cân tài khóa (BUGET) và biến động lãi suất (LS) nhằm kiểm soát tác động của các cú sốc chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ đến biến động kinh tế vĩ mô.

Dữ liệu thô được thu thập từ cơ sở dữ liệu các chỉ số phát triển thế giới (WDI) của Ngân hàng thế giới và Thống kê tài chính ước tề (IFS) của Quỹ tiền tệ thế giới.

**Bảng 1. Thống kê mô tả**

| Biến          | Trung bình | Độ lệch chuẩn | Min    | Max     |
|---------------|------------|---------------|--------|---------|
| $\sigma_Y$    | 1,743      | 0,967         | 0,383  | 4,560   |
| $\sigma_C$    | 1,440      | 0,805         | 0,468  | 4,556   |
| $\sigma_{CG}$ | 1,126      | 0,637         | 0,353  | 4,229   |
| $\sigma_Q$    | 2,048      | 1,007         | 0,409  | 4,947   |
| FD            | 0,661      | 0,157         | 0,324  | 0,894   |
| KAOPEN        | 1,783      | 1,133         | -1,910 | 2,360   |
| IFIGDP        | 2,097      | 2,249         | 0,225  | 12,448  |
| GEQY          | 0,631      | 0,612         | 0,026  | 2,588   |
| TRADEOPEN     | 42,334     | 16,365        | 12,446 | 83,850  |
| INF           | 59,622     | 34,369        | 1,614  | 106,754 |
| ToT           | 4,914      | 5,753         | 0,387  | 31,145  |
| BUGET         | 1,039      | 0,691         | 0,134  | 4,628   |
| LS            | 1,393      | 1,017         | 0,000  | 4,370   |
| lnPOP         | 18,137     | 0,657         | 16,908 | 19,565  |
| lnRGNI        | 10,388     | 0,268         | 9,794  | 10,821  |

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả các biến nghiên cứu. Trong toàn bộ mẫu nghiên cứu, biến động tăng trưởng sản lượng ( $\sigma_Y$ ) trung bình là 1,743%, biến động tăng trưởng tiêu dùng tư nhân ( $\sigma_C$ ) và biến động tổng tiêu dùng ( $\sigma_{CG}$ ) trung bình là 1,44% và 1,126%, tương ứng. Thu nhập bình quân đầu người có mức biến động trung bình ( $\sigma_Q$ ) cao hơn ở mức 2,048%. Đối với các biến đo lường hội nhập tài chính, các thước đo de jure có điểm trung bình là 1,783 điểm, trong đó thị trường có mức độ bãi bỏ các hạn chế giao dịch tài khoản vốn lớn nhất với mức 2,36 điểm và thị trường ít loại bỏ các hạn chế nhất là -1,91 điểm. Thước đo hội nhập tài chính de facto là IFIGDP có trung bình (2,097) và mức độ biến động (2,249) cao hơn so với KAOPEN, trong khi GEQY có mức độ biến động thấp hơn (0,612).

Tất cả các hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều nhỏ hơn 0,8, cho thấy mức độ tương quan giữa các cặp biến không

cao. Ngoài ra, các hệ số VIF của các biến khá nhỏ, và đều nhỏ hơn 10 (lớn nhất là của biến TRADEOPEN với VIF = 5,21)<sup>3</sup>. Do đó, có thể kết luận, không có hiện tượng đa cộng tuyến hoàn hảo giữa các biến trong mô hình nghiên cứu.

### Kết quả nghiên cứu

Chúng tôi thực hiện hồi quy phương trình (1) với các thước đo biến động kinh tế vĩ mô và hội nhập tài chính khác nhau để trả lời câu hỏi nghiên cứu. Để thực hiện điều này, đầu tiên, chúng tôi tiến hành lựa chọn mô hình và phương pháp ước lượng phù hợp. Chúng tôi ước lượng lần lượt các hồi quy Pooled OLS, FEM, REM đối với các mô hình có các biến phụ thuộc lần lượt là  $\sigma_Y$ ,  $\sigma_C$ ,  $\sigma_{CG}$  và  $\sigma_Q$  và 2 biến đại diện hội nhập tài chính de facto tương ứng là IFIGDP và GEQY. Để đảm bảo sự phù hợp của mô hình, chúng tôi thực hiện các kiểm định: F (để lựa chọn giữa Pooled OLS và FEM), Hausman

<sup>3</sup> Kết quả phân tích tương quan và tính toán VIF sẽ được cung cấp từ tác giả khi có yêu cầu.

(đề lựa chọn giữa REM và FEM), Breusch-Pagan Lagrangian (đề lựa chọn giữa Pooled OLS và REM). Kết quả cho thấy, trong tất cả các mô hình ước lượng, phương pháp Pooled OLS là phù hợp nhất. Các kiểm định sau hồi quy về các hạn chế của mô hình bao gồm kiểm định Wooldridge với hiện tượng tự tương quan và kiểm định Breusch-Pagan/Cook-Weisberg với hiện tượng phương sai thay đổi cho thấy rằng giả thiết về không tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan không thể bị bác bỏ ở tất cả các mô hình hồi quy, ở mức ý nghĩa 5%<sup>4</sup>.

Từ phương pháp ước lượng được lựa chọn, kết quả ước lượng các mô hình hồi quy được thể hiện ở bảng 2. Các biến trễ của biến phụ thuộc có ý nghĩa thống kê ở mức 10% trong trường hợp biến động tiêu dùng tư nhân và tổng tiêu dùng, hỗ trợ đặc tính động của biến động kinh tế vĩ mô theo thời gian.

Về tác động của hội nhập tài chính, không tìm thấy bằng chứng thống kê về tác động của thước đo hội nhập tài chính de jure (KAOPEN) đến biến động kinh tế vĩ mô. Ngược lại, chúng tôi tìm thấy bằng chứng thống kê cho thấy thước đo hội nhập tài chính de facto (IFIGDP) tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% đến biến động tiêu dùng tư nhân và biến động tổng tiêu dùng. Kết quả này phù hợp với những phát hiện của Eozenou (2008), Easterly & ctg (2004) và Kose & ctg (2003). Độ mở thương mại cũng tác động dương đến biến động sản lượng

ở mức ý nghĩa thống kê 10%. Điều này cho thấy các nền kinh tế mở hơn kết hợp với mức độ chuyên môn hóa cao hơn càng dễ bị tổn thương hơn với các cú sốc bên ngoài (Kose & ctg, 2003; Rodrik, 1998).

Như đã thảo luận trước đó, lý thuyết không cung cấp một chỉ dẫn rõ ràng về tác động của hội nhập tài chính và thương mại đối với sự biến động sản lượng. Tuy nhiên, hội nhập tài chính khuyến khích các giao dịch trên các tài sản quốc tế, sự thay thế giữa các tài sản trong nước và nước ngoài trở nên lớn hơn và do đó làm tăng biến động tiêu dùng (Razin & Rose, 1994; Evans & Hnatkovska, 2007). Thực tế cũng cho thấy, các cuộc khủng hoảng diễn ra ở một số nền kinh tế thị trường mới nổi trong những năm 1990, cho thấy hội nhập tài chính quốc tế gia tăng trong giai đoạn này làm tăng biến động kinh tế vĩ mô.

Ngược lại với hội nhập tài chính, nghiên cứu tìm thấy bằng chứng thống kê về tác động âm của phát triển tài chính trong nước đến biến động kinh tế vĩ mô, phù hợp với kết quả của Aghion, Bachetta, & Banerjee (2000), Aghion & ctg (1999), Wang, Wen, & Xu (2018) và Eozenou (2008). Kết quả này cũng phù hợp với những dự đoán lý thuyết, cho rằng, ở các quốc gia có lĩnh vực tài chính phát triển và sâu hơn, việc đối phó với sự đảo chiều dòng vốn đột ngột là dễ dàng hơn bởi vì các tác nhân trong nền kinh tế có nhiều sự lựa chọn để tự bảo hiểm rủi ro hơn và do đó, các nền kinh tế này thường ít phải đối diện với biến động kinh tế vĩ mô hơn trước các

cú sốc so với các quốc gia có mức độ phát triển tài chính thấp và hệ thống tài chính nông (Aghion, Dewatripont & Rey, 1999; Caballero & Krishnamurthy, 2001).

Kết hợp tác động của hội nhập tài chính và phát triển tài chính cho ta thấy, tác động của hội nhập tài chính đến biến động kinh tế vĩ mô có thể bị ảnh hưởng bởi mức độ phát triển của thị trường tài chính trong nước. Kết quả của chúng tôi cũng phù hợp với các mô hình cân bằng tổng thể mà bao gồm các ma sát ở trên cả thị trường tài chính trong nước và quốc tế của Leblebicioğlu (2009). Những kết quả này ủng hộ ý tưởng rằng khi hệ thống tài chính trong nước yếu kém, việc giải phóng dòng vốn quốc tế có thể làm trầm trọng thêm những biến dạng và méo mó hiện có do sự không hoàn hảo của thị trường vốn, và do đó khuếch đại biến động kinh tế. Khi những cải cách kinh tế trong nước không theo kịp với sự hội nhập quốc tế, khu vực tư nhân và thị trường tài chính nông và kém phát triển, trong khi thị trường nội địa thiếu tự do hóa, càng thúc đẩy tự do hóa tài chính, các tác nhân trong nước càng dễ bị tác động bởi những cú sốc tiêu cực từ bên ngoài và do đó, nền kinh tế nội địa sẽ càng phải đối diện với những bất ổn nghiêm trọng. Một cách giải thích khác của Broner và Ventura (2005) theo nghĩa, toàn cầu hóa tài chính đang gia tăng có thể liên quan đến việc phá hủy các cơ hội chia sẻ rủi ro khi thị trường tài sản không hoàn hảo.

Sự biến động của các điều khoản thương mại là một yếu tố quan trọng quyết định đến biến

<sup>4</sup> Kết quả kiểm định lựa chọn mô hình và phương pháp ước lượng sẽ được tác giả cung cấp khi có yêu cầu.



động sản lượng cũng như biến động thu nhập. Thu nhập tương đối có tác động tiêu cực đến biến động tiêu dùng. Nói cách khác, các quốc gia thu nhập cao dường như có mức độ biến động tiêu dùng thấp hơn nhiều so với các quốc gia thu nhập thấp, mặc dù họ không có biến động sản lượng thấp hơn nhiều. Các biến khác như biến động cán cân tài khóa và biến động lãi suất dường như ảnh hưởng đến biến động tiêu dùng theo cách tương tự như chúng ảnh hưởng đến biến động sản lượng và thu nhập.

### Kết luận

Hội nhập tài chính và toàn cầu hóa tài chính là một xu thế chủ đạo mà các quốc gia đang theo đuổi từ những năm 1990 đến nay. Đánh giá lợi ích và chi phí liên quan đến toàn cầu hóa tài chính đòi hỏi một sự hiểu biết rõ ràng về tác động của hội nhập tài chính quốc tế đến biến động kinh tế vĩ mô. Bài viết này đã cố gắng làm sáng tỏ những tác động của hội nhập tài chính trong mối quan hệ với phát triển tài chính đối với những biến động trong nền kinh tế. Đầu tiên, chúng tôi đã xem xét ý nghĩa của lý thuyết kinh tế về tác động của hội nhập tài chính đối với biến động. Chúng tôi đã kết luận rằng lý thuyết kinh tế không cung cấp một hướng dẫn rõ ràng về tác động của hội nhập tài chính và phát triển tài chính đối với biến động sản lượng. Trong nghiên cứu của chúng tôi, kết quả cho thấy độ mở tài chính có liên quan đến sự gia tăng biến động tăng trưởng tiêu dùng, trái với quan niệm về các cơ hội chia sẻ rủi ro quốc tế thông qua hội nhập tài chính. Kết quả của chúng tôi phù hợp với báo cáo từ

**Bảng 2. Tác động của hội nhập tài chính và phát triển tài chính đến bất ổn kinh tế vĩ mô**

|                 | $\sigma Y$ |         | $\sigma C$ |         | $\sigma CG$ |         | $\sigma Q$ |          |
|-----------------|------------|---------|------------|---------|-------------|---------|------------|----------|
|                 | (1)        | (2)     | (1)        | (2)     | (1)         | (2)     | (1)        | (2)      |
| FD              | -6,228*    | -6,083  | -2,206     | -2,761  | -1,500      | -1,707  | -5,286*    | -5,465*  |
|                 | (-1,99)    | (-1,52) | (-1,19)    | (-1,30) | (-0,99)     | (-0,95) | (-2,09)    | (-1,99)  |
| KAOPEN          | -1,514     | -1,417  | -1,300     | -1,336  | -1,160      | -1,028  | -0,771     | -0,714   |
|                 | (-0,96)    | (-0,85) | (-1,08)    | (-1,05) | (-1,15)     | (-0,92) | (-0,50)    | (-0,46)  |
| IFIGDP          | 0,050      |         | 0,093*     |         | 0,092**     |         | 0,046      |          |
|                 | (0,730)    |         | (1,880)    |         | (2,270)     |         | (0,740)    |          |
| GEQY            |            | 0,068   |            | 0,376   |             | 0,281   |            | 0,146    |
|                 |            | (0,180) |            | (1,400) |             | (1,230) |            | (0,460)  |
| TRADEOPEN       | 0,026*     | 0,025*  | -0,016     | -0,019* | -0,008      | -0,010  | -0,001     | -0,002   |
|                 | (1,990)    | (2,100) | (-1,65)    | (-1,80) | (-1,05)     | (-1,15) | (-0,08)    | (-0,17)  |
| INF             | -0,006     | -0,005  | -0,013*    | -0,010  | -0,01*      | -0,006  | -0,017**   | -0,016** |
|                 | (-0,81)    | (-0,59) | (-1,98)    | (-1,58) | (-1,87)     | (-1,20) | (-2,34)    | (-2,20)  |
| ToT             | 0,130***   | 0,124** | 0,011      | 0,012   | 0,011       | 0,008   | 0,107**    | 0,105**  |
|                 | (3,070)    | (2,720) | (0,370)    | (0,360) | (0,450)     | (0,290) | (2,720)    | (2,560)  |
| BUGET           | 0,203      | 0,217   | 0,081      | 0,098   | 0,056       | 0,071   | 0,173      | 0,182    |
|                 | (1,120)    | (1,310) | (0,630)    | (0,730) | (0,550)     | (0,630) | (1,080)    | (1,130)  |
| LS              | 0,290      | 0,303   | 0,368**    | 0,373** | 0,162       | 0,180   | 0,216      | 0,222    |
|                 | (1,530)    | (1,540) | (2,630)    | (2,550) | (1,400)     | (1,420) | (1,230)    | (1,250)  |
| lnPOP           | 0,863*     | 0,814   | 0,276      | 0,277   | 0,257       | 0,205   | 0,274      | 0,252    |
|                 | (2,110)    | (1,660) | (0,900)    | (0,840) | (1,010)     | (0,720) | (0,710)    | (0,640)  |
| lnRGNI          | -1,867     | -2,315  | -2,861     | -3,742* | -1,287      | -1,934  | -2,284     | -2,676   |
|                 | (-0,74)    | (-0,93) | (-1,39)    | (-1,76) | (-0,79)     | (-1,09) | (-1,00)    | (-1,21)  |
| $\sigma QY(-1)$ | 0,100      | 0,098   |            |         |             |         |            |          |
| $\sigma C(-1)$  | (0,440)    | (0,490) |            |         |             |         |            |          |
|                 |            |         | -0,376*    | -0,398* |             |         |            |          |
|                 |            |         | (-1,91)    | (-1,89) |             |         |            |          |
| $\sigma CG(-1)$ |            |         |            |         | -0,444*     | -0,410  |            |          |
|                 |            |         |            |         | (-2,05)     | (-1,71) |            |          |
| $\sigma Q(-1)$  |            |         |            |         |             |         | 0,047      | 0,037    |
|                 |            |         |            |         |             |         | (0,230)    | (0,180)  |
| constant        | 9,492      | 14,670  | 30,630     | 39,89*  | 13,880      | 21,070  | 24,840     | 29,190   |
|                 | (0,400)    | (0,670) | (1,560)    | (1,990) | (0,900)     | (1,260) | (1,160)    | (1,420)  |

Ghi chú: Trong mô hình (1), biến đại diện cho Hội nhập tài chính de factor là IFIGDP, và trong mô hình (2) là GEQY. Giá trị thống kê t ( $t\_statistic$ ) ở trong ngoặc đơn (). \*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%, tương ứng.

các nghiên cứu trước đây (xem Eozenou, 2008; Fan & ctg, 2014; Kose & ctg, 2003).

Kết quả này cho thấy, mặc dù có những lợi ích nhất định, song hội nhập tài chính cũng tạo môi trường để các cú sốc khỏi ngoại

dễ dàng tác động đến nền kinh tế nội địa. Từ đó, để có thể gạt hái những lợi ích của hội nhập tài chính về mặt chia sẻ rủi ro, đòi hỏi các quốc gia phải phát triển trình độ chuyên môn cao hơn vì hội nhập tài chính quốc tế có liên



quan đến nhiều rủi ro. Để giảm thiểu những rủi ro này, các quốc gia sẽ cần phải cải cách cấu trúc kinh tế vĩ mô theo hướng hoàn thiện hơn. Ví dụ, kết quả của chúng tôi cho thấy rằng sự phát triển của hệ thống tài chính trong nước là rất quan trọng vì mức độ phát triển của ngành tài chính có liên quan với biến động kinh tế vĩ mô thấp hơn, do đó, các quốc gia cần xem xét cải cách cơ cấu và hoàn thiện hệ thống tài chính nội địa.

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

Arestis, P. and Demetriades, P. (1997) 'Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence', *The Economic Journal*. WileyRoyal Economic Society, 107(442), pp. 783–799. doi: 10.2307/2957802.

Beck, T., Lundberg, M. and Majnoni, G. (2006) 'Financial intermediary development and growth volatility: Do intermediaries dampen or magnify shocks?', *Journal of International Money and Finance*. Pergamon, 25(7), pp. 1146–1167. doi: 10.1016/J.JIMONFIN.2006.08.004.

Bekaert, G., Harvey, C. R. and Lundblad, C. (2002) *Growth Volatility and Equity Market Liberalization*. North Carolina.

Buch, C. M., Doepke, J. and Pierdzioch, C. (2005) 'Financial openness and business cycle volatility', *Journal of International Money and Finance*. Pergamon, 24(5), pp. 744–765. doi: 10.1016/J.JIMONFIN.2005.04.002.

Chinn, M. D. and Ito, H. (2008) 'A New Measure of Financial Openness', *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), pp. 309–322. Available at: [http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito\\_website.htm](http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm) (Accessed: 29 December 2018).

Eozenou, P. (2008) *Financial Integration and Macroeconomic Volatility: Does Financial Development Matter?* 12738. University Library of Munich, Germany. Available at: <https://ideas.repec.org/p/pra/pra/pra/12738.html> (Accessed: 30 November 2018).

Fan, P.-H., Mohtadi, H. and Neumann, R. (2014) 'Financial Integration, Macroeconomic Volatility, and the Directions of Capital Flows', pp. 612–625.

Hagen, J. Von and Zhang, H. (2006) *Financial Openness and Macroeconomic Volatility*. Available at: <https://pdfs.semanticscholar.org/e4ca/36ed77cd71a389c140aaeda8b7020e3ef2b.pdf>

(Accessed: 1 January 2019).

Kose, M. A., Prasad, E. S. and Terrones, M. E. (2003) 'Financial Integration and Macroeconomic Volatility', *IMF Staff Papers*, 50(Special Issue), pp. 119–142. doi: 10.2139/ssrn.393420.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. (2007) 'The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004', *Journal of International Economics*. North-Holland, 73(2), pp. 223–250. doi: 10.1016/J.JINTECO.2007.02.003.

Nzioka, O. M., Kaijage, E. and Ochieng, D. E. (2017) 'Financial Integration, Macroeconomic Volatility And Economic Growth In The East African Community', *European Scientific Journal*, 13(19). doi: 10.19044/esj.2017.v13n19p317.

Svirydenka, K. (2016) 'Introducing a New Broad-based Index of Financial Development', *IMF Working Paper*, WP/16/5(January), pp. 1–43.

Wang, P., Wen, Y. and Xu, Z. (2018) 'Financial development and long-run volatility trends', *Review of Economic Dynamics*. Academic Press, 28, pp. 221–251. doi: 10.1016/J.RED.2017.08.005.