

TÓM TẮT ĐỀ TÀI

○ Lý do chọn đề tài

Trong bối cảnh tình hình kinh tế thế giới đầy biến động và không có dấu hiệu khả quan cho thấy sự phục hồi và tăng trưởng trong năm 2013. Các chỉ báo kinh tế đều âm ảm. Sự giảm giá của đồng USD so với các đồng tiền chủ chốt khác trong năm 2012, sức tăng trưởng của Mỹ vẫn còn yếu và chưa quay trở lại mức sản lượng tiềm năng. Đồng thời, kinh tế khu vực đồng Euro vẫn đang trong vòng suy thoái và phải đối mặt với cuộc khủng hoảng kép. Vậy nên, tăng trưởng kinh tế của Việt Nam cũng bị những ảnh hưởng nhất định. Điều này đã đặt ra câu hỏi là liệu biến động trong tỷ giá có tác động đến độ biến động tăng trưởng kinh tế toàn cầu? Trong khi một lượng lớn các nghiên cứu trước đây cho thấy tác động của độ biến động tỷ giá đến tăng trưởng là nhỏ hoặc không đáng kể.

Nghiên cứu này xem xét sự khác biệt trong ảnh hưởng của độ linh hoạt tỷ giá lên tăng trưởng năng suất khi có mặt của sự phát triển tài chính. Đó là lý do nhóm chúng tôi chọn đề tài “ Biến động tỷ giá hối đoái và tăng trưởng năng suất: Vai trò của phát triển tài chính”.

○ Mục tiêu nghiên cứu

Đề tài đi sâu vào việc nghiên cứu thực nghiệm mối quan hệ của độ biến động tỷ giá hay độ linh hoạt của chế độ tỷ giá và tăng trưởng năng suất nhằm trả lời các câu hỏi sau:

- Sự phát triển tài chính của một quốc gia có tác động đến mối quan hệ của biến động tỷ giá hối đoái đến tăng trưởng năng suất?
- Sự tăng trưởng thương mại có tác động như thế nào đến tăng trưởng năng suất dưới các chế độ tỷ giá khác nhau?
- Đối với Việt Nam, chế độ tỷ giá hối đoái hiện hành có là phù hợp nếu mục tiêu là tối đa hóa tăng trưởng dài hạn?

Trả lời các câu hỏi trên, nhóm chúng tôi mong muốn đưa ra cái nhìn tổng quan, sâu sắc hơn về sự tương tác giữa biến động tỷ giá và cả mức độ phát triển tài chính và tính chất của các cú sốc kinh tế vĩ mô đến tăng trưởng năng suất.

○ **Phương pháp nghiên cứu**

- Dữ liệu sử dụng trong bài:

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu của 47 quốc gia trong giai đoạn từ năm 1991-2010. Với bộ dữ liệu này, chúng tôi cố gắng đưa Việt Nam và các quốc gia Đông Nam Á vào để kiểm tra mối quan hệ đã được nhận định lúc đầu.

- Mô hình ước lượng:

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp hồi quy GMM nhằm khắc phục những hạn chế của phương pháp hồi quy OLS.

Theo đó, các nghiên cứu trước xem xét tác động của tăng trưởng và độ biến động tỷ giá hối đoái dựa trên phân loại theo pháp lý và không tìm thấy tác động nào đáng kể. Với nghiên cứu này, chúng tôi đưa thêm vào các biến phát triển tài chính và chế độ tỷ giá hối đoái theo phân loại của Reinhart và Rogoff (2004) cùng với bộ biến công cụ xem liệu biến động tỷ giá có tác động lên tăng trưởng năng suất

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \gamma_1 ER_{i,t} + \gamma_2 ER_{i,t} * FD_{i,t} + \delta FD_{i,t} + \beta Z_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

- Bộ dữ liệu:

Các dữ liệu thô được lấy từ world bank và từ IFS (*International financial statistics*)

○ **Nội dung nghiên cứu**

Trong bài nghiên cứu, chúng tôi tiến hành xem xét các vấn đề sau:

- Đầu tiên là xem xét tác động của độ biến động tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng,
- Thứ hai là xem xét tác động của biến động tỷ giá thực lên tăng trưởng,
- Thứ ba là mối quan hệ giữa tăng trưởng và sự đánh giá quá mức tỷ giá thực,
- Thứ tư là tỷ giá hối đoái với tăng trưởng thương mại và biến động thương mại,

Với mỗi vấn đề trên, chúng tôi tiến hành hồi quy kiểm tra liệu có tồn tại mối quan hệ không, sau đó lần lượt thêm các biến phát triển tài chính vào, hoặc là biến

tương tác với phát triển tài chính, xem liệu phát triển tài chính có vai trò như thế nào trong mối quan hệ trên. Tiếp theo, chúng tôi thêm các biến công cụ khác vào để hoàn thiện mô hình.

Cuối cùng chúng tôi xem xét xem liệu vấn đề nội sinh có là quan trọng và có ảnh hưởng trọng yếu đến kết quả nghiên cứu của chúng tôi không.

○ **Đóng góp của đề tài**

Đề tài đã chỉ ra rằng tồn tại tác động của biến động tỷ giá đến tăng trưởng năng suất. Tuy nhiên tác động này còn tùy thuộc vào mức độ phát triển tài chính của quốc gia đó. Một quốc gia có mức độ phát triển tài chính thấp thì chế độ tỷ giá sẽ có tác động tiêu cực (dài hạn) lên tăng trưởng năng suất.

Bản chất của chế độ tỷ giá hối đoái có vai trò quyết định trong mối quan hệ của tăng trưởng năng suất và biến động thương mại. Với mức phát triển tài chính thấp thì ổn định tỷ giá giúp tăng trưởng thương mại.

Việc định giá quá mức càng lớn thì càng ảnh hưởng tới sự tăng trưởng kinh tế vĩ mô. Một quốc gia có mức phát triển tài chính càng thấp thì sự định giá quá mức tỷ giá thực càng tác động lớn (tác động tiêu cực) đến tăng trưởng.

Đối với Việt Nam, một quốc gia phát triển tài chính thấp thì chế độ tỷ giá ổn định sẽ giúp ổn định tăng trưởng.

○ **Hướng phát triển của đề tài**

Tuy nghiên cứu đã đưa vào vai trò của biến phát triển tài chính, chế độ tỷ giá hối đoái thực tế cũng như bộ biến công cụ. Tuy nhiên có thể các biến về chính trị và thanh khoản của các ngành công nghiệp cũng có tác động nhất định đến mối quan hệ của tăng trưởng năng suất và biến động tỷ giá hối đoái. Đó cũng là hướng phát triển của đề tài này.

MỤC LỤC

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT	ii
DANH MỤC HÌNH TRONG BÀI.....	iii
DANH MỤC BẢNG TRONG BÀI.....	iv
1. GIỚI THIỆU	1
2. TỔNG QUAN CÁC KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU TRƯỚC ĐÂY.....	5
2.1. Độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và tăng trưởng:	5
2.2. Sự tăng trưởng thương mại và độ linh hoạt tỷ giá hối đoái:	8
3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU:.....	10
4. NỘI DUNG VÀ CÁC KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU:	17
4.1. Độ linh hoạt tỷ giá và sự phát triển tài chính.....	18
4.2. Sự tăng trưởng thương mại và độ biến động tỷ giá hối đoái:.....	25
4.3. Vấn đề nội sinh:	27
5. KẾT LUẬN	28
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO	1
PHỤ LỤC	5

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

ASEAN	Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á
CPI	Chỉ số giá tiêu dùng
GDP	Tổng thu nhập quốc nội
GMM	Phương pháp hồi quy biến công cụ GMM
NHNN	Ngân hàng nhà nước
REER	Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực
RR	Phân loại của Reinhart và Rogoff (2004)
OLS	Phương pháp bình phương nhỏ nhất
USD	Đồng Dollar Mỹ
WTO	Tổ chức thương mại thế giới

DANH MỤC HÌNH TRONG BÀI

Hình 1.1: Biến động tỷ giá hối đoái thực, độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và tăng trưởng năng suất.

DANH MỤC BẢNG TRONG BÀI

Bảng 3.1: Danh sách các quốc gia trong nghiên cứu

Bảng 4.1: Tác động tăng trưởng của tính hoạt tỷ giá

Bảng 4.2: Tác động tăng trưởng của biến động tỷ giá thực có hiệu lực

Bảng 4.3: Tác động tăng trưởng của việc định giá quá cao REER

Bảng 4.4: Tác động tăng trưởng của tính hoạt tỷ giá hối đoái, tăng trưởng thương mại và biến động thương mại

1. GIỚI THIỆU

Năm 2012 là một năm đầy biến động của nền kinh tế thế giới: bong bóng nhà đất ở Trung Quốc, các cuộc khủng hoảng nợ công tiếp tục lan rộng ở khu vực đồng tiền chung Euro, Mỹ gặp khó khăn trong vấn đề giải quyết “vách đá tài khóa”, đồng USD giảm giá so với các đồng tiền chủ chốt... Trước tình hình này, các tổ chức kinh tế- tài chính quốc tế đều điều chỉnh giảm mức dự báo tăng trưởng năm 2013 cho các quốc gia và khu vực. Trong lịch sử phát triển của nền kinh tế thế giới, vấn đề lựa chọn chế độ tỷ giá hối đoái có lẽ là vấn đề gây ra nhiều tranh cãi nhất. Ví dụ như việc lựa chọn chế độ tỷ giá linh hoạt tương đối với dự trữ ngoại hối lớn như Trung Quốc gặp phải nhiều chỉ trích hay như những lo ngại gần đây về số phận của đồng tiền chung châu Âu Euro. Vậy nên việc lựa chọn chế độ tỷ giá hối đoái như thế nào nhằm tăng trưởng kinh tế vẫn là vấn đề đáng quan tâm của các nhà hoạch định chính sách kinh tế.

Nói về bối cảnh nền kinh tế Việt Nam trong hai thập kỉ vừa qua, đó là cả một bước chuyển mình vượt bậc. Từ một đất nước theo chế độ bao cấp, chúng ta đã tiến hành mở cửa, chuyển sang xây dựng nền kinh tế thị trường theo định hướng xã hội chủ nghĩa. Ngày 28/07/1995, Việt Nam gia nhập Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á, ngày 07/11/2006 Việt Nam trở thành thành viên thứ 150 của tổ chức thương mại thế giới WTO. Hội nhập thương mại đem đến cho chúng ta nhiều cơ hội nhưng cũng không ít thách thức. Hội nhập cũng làm cho tỷ giá trở thành một trong những chỉ số kinh tế quan trọng trong quá trình phát triển. Giáo dục ngày càng được quan tâm, Việt Nam đang tiến hành đẩy mạnh hoàn thành mục tiêu phổ cập giáo dục bậc trung học cơ sở, đồng thời, chất lượng giáo dục cũng ngày một nâng cao. Trong giai đoạn hiện nay, khi khủng hoảng kinh tế thế giới vẫn chưa có dấu hiệu kết thúc, Việt Nam đang phải trải qua thời kì kinh tế không mấy khả quan. Lạm phát của Việt Nam trong năm 2012 là 6.81% đạt được mục tiêu kiềm chế lạm phát (lạm phát năm 2011 là 18.12%). Trong khi đó tăng trưởng kinh tế năm 2012 thấp kỉ lục trong 13 năm qua, chỉ đạt 5.03% (giảm 0.86%) so với năm 2011). . Hệ thống tài chính ngân hàng ngày càng phát triển, đáp ứng nhu cầu phát triển của đất nước. Nhiều ngân hàng nước ngoài và các trung gian tài

chính khác lựa chọn Việt Nam làm điểm đến. Việc lựa chọn chế độ tỷ giá cũng như các biện pháp can thiệp quản lý tỷ giá như thế nào cho phù hợp với tình hình kinh tế- xã hội của đất nước, đáp ứng mục tiêu tăng trưởng, ổn định nền kinh tế lại càng được chú trọng. Hiện nay, Việt Nam đang theo đuổi chế độ tỷ giá thả nổi có quản lý, với tỷ giá được phép dao động trong biên độ nhất định. Tuy nhiên, chế độ này có là tối ưu với bối cảnh hiện nay?

Mặc dù nhận thức được xu hướng của chế độ tỷ giá hối đoái có liên quan đến tăng trưởng dài hạn và sự ổn định kinh tế, các nghiên cứu hiện hành về cả lý thuyết và thực nghiệm liên quan đến tỷ giá hối đoái và tăng trưởng rất ít đề cập đến vấn đề này. Các tài liệu lý thuyết về tỷ giá hối đoái chủ yếu phù hợp với các nước giàu có thị trường tài chính phát triển nhưng không thảo luận về tăng trưởng dài hạn (ví dụ, Garber và Svensson, 1995; Obstfeld và Rogoff, 1996). Trong khi đó, các nghiên cứu thực nghiệm thì không cho thấy tác động của độ linh hoạt tỷ giá hối đoái đến tăng trưởng.

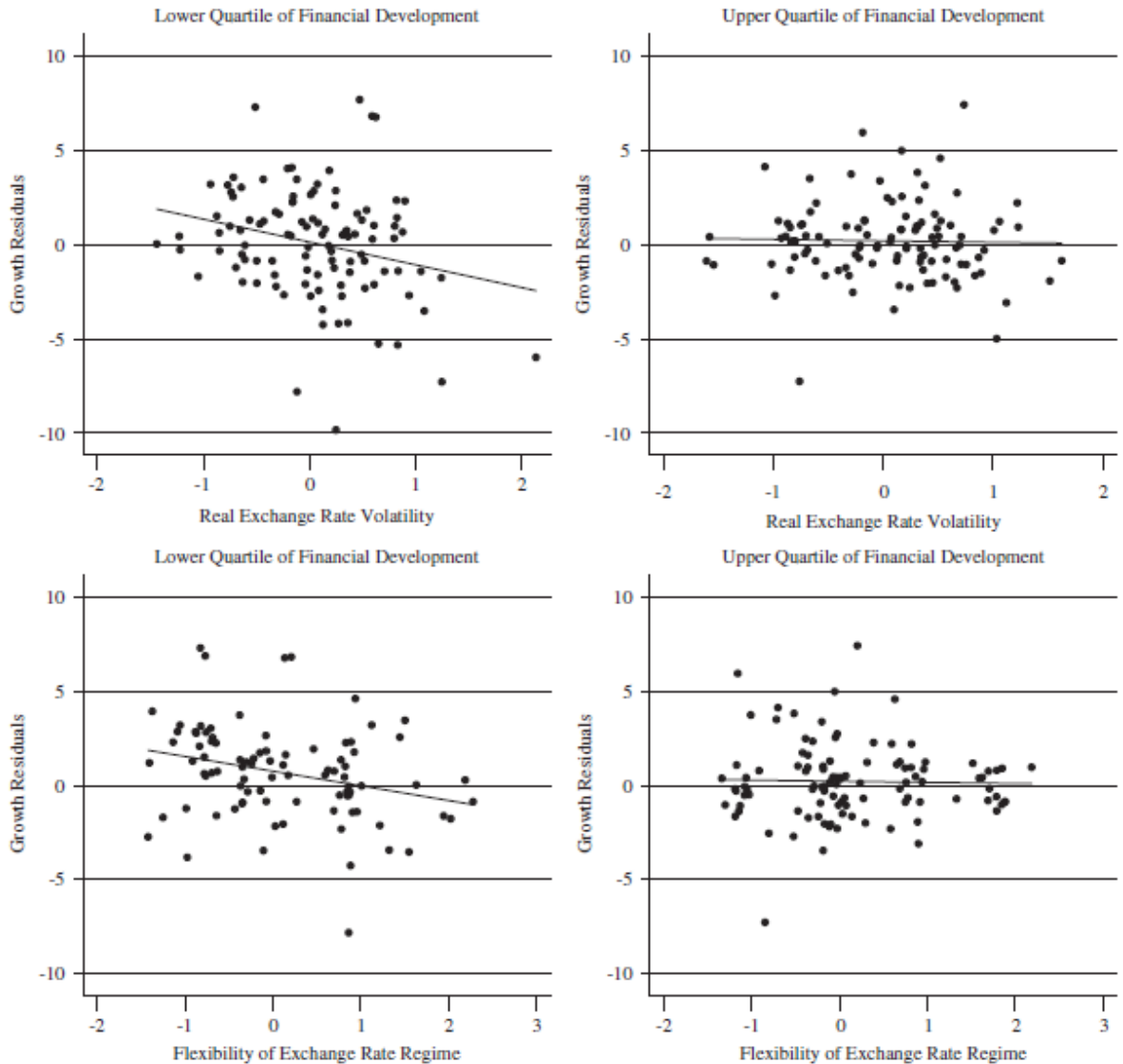
Vậy nên, nghiên cứu này tiến hành xem xét liệu sự phát triển tài chính của một quốc gia có quan trọng trong việc lựa chọn độ linh hoạt của một chế độ tỷ giá khi mục tiêu là tối đa hóa tăng trưởng năng suất dài hạn. Bằng chứng quan trọng và chắc chắn là quốc gia càng phát triển tài chính, với một chế độ tỷ giá linh hoạt hơn sẽ thúc đẩy tăng trưởng cao hơn. Đồng thời, sự biến động của các cú sốc thực liên quan đến cú sốc tài chính được nghiên cứu trong các tài liệu về tỷ giá hối đoái ở các nước phát triển thì cũng không kém phần quan trọng ở các quốc gia đang phát triển. Nhất là khi các cú sốc tài chính có khuynh hướng khuếch đại tác động ở các nước có tài chính kém phát triển.

Trong nghiên cứu của Aghion và các cộng sự (2009), sử dụng bộ dữ liệu 83 quốc gia trong giai đoạn từ 1960-2000, để mô tả mối quan hệ giữa tăng trưởng năng suất và độ linh hoạt tỷ giá hối đoái ở các nước với các cấp độ khác nhau của sự phát triển tài chính (hình 1). Theo đó, độ linh hoạt tỷ giá hối đoái được xem xét dựa trên sự biến động tỷ giá hối đoái thực hiệu lực (đồ thị bên trên) và theo phân loại chế độ tỷ giá do Reinhart và Rogoff (2004) đề xuất (đồ thị bên dưới). Mỗi trường hợp sẽ cho thấy sự khác nhau giữa các phần dư trong hồi quy tăng trưởng năng suất và phần dư hồi quy sự

linh hoạt tỷ giá trên cùng một tập hợp biến. Cách đo lường này đã được hiệu chỉnh độ biến động và tính linh hoạt, do đó loại trừ được bất kỳ sự cộng tuyến nào với các yếu tố tiêu chuẩn quyết định tăng trưởng. Mức độ phát triển tài chính được tính trung bình trong giai đoạn năm năm và đo lường bằng mức tín dụng tư nhân so với GDP. Phía bên trái cho là tứ phân vị thấp hơn của độ phát triển tài chính trong khi phía bên phải thể hiện các tứ phân vị trên của phân phối. Rõ ràng là có một mối quan hệ ngược chiều giữa tăng trưởng năng suất và sự linh hoạt tỷ giá hối đoái đối với các nước ít phát triển tài chính, trong khi không có mối quan hệ như vậy đối với các nền kinh tế phát triển nhất.

Đây là bằng chứng sơ bộ cho thấy tác động của độ biến động tỷ giá thực và độ linh hoạt tỷ giá hối đoái cùng với mức độ phát triển tài chính đến tăng trưởng. Với bộ dữ liệu dạng bảng trong giai đoạn từ 1991-2010 của 47 quốc gia, chúng tôi xem xét liệu bằng chứng trên có hợp lý và bền vững và liệu có tồn tại mối quan hệ này đối với Việt Nam. Độ linh hoạt tỷ giá được tiếp cận theo nhiều cách khác nhau, bao gồm cả độ biến động của tỷ giá thực hiệu lực và chế độ tỷ giá hối đoái. Phân loại của Reinhart và Rogoff (2004) được sử dụng trong phân tích chính nhưng kết quả lại bền vững với những phân loại thực tế khác. Kết quả cho thấy bằng chứng trên là bền vững và có ý nghĩa cao. Một mức độ biến động tỷ giá cao luôn dẫn đến tăng trưởng thấp ở các nước gắn với thị trường tài chính nhỏ.

Trong nghiên cứu này cũng tiến hành xem xét các tài liệu liên quan đến tỷ giá hối đoái và thấy rằng chúng có thể giải thích đầy đủ các kết quả của chúng tôi.



Hình 1.1: Biến động tỷ giá hối đoái thực, độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và tăng trưởng năng suất.

Ghi chú: Số dư tăng trưởng có nguồn gốc từ một hồi quy gộp bằng cách sử dụng dữ liệu trung bình năm năm cho 83 quốc gia trong giai đoạn 1970-2000. Các biến công cụ bao gồm năng suất ban đầu, trung học phổ thông, độ sâu tài chính, chi tiêu của chính phủ, mở cửa thương mại, tăng trưởng thương mại và chỉ báo khủng hoảng ngân hàng và tiền tệ. Đối với mỗi tứ phân vị, số dư tăng trưởng được hồi quy bằng các phương pháp hiệu chỉnh của biến động tỷ giá hối đoái thực và tính linh hoạt của chế độ tỷ giá hối đoái.

Hơn nữa, nghiên cứu này cũng xem xét mối quan hệ của tăng trưởng thương mại và biến động tỷ giá và thấy rằng thành quả tăng trưởng cao của tỷ giá hối đoái ổn định hơn miễn là sự biến động của các cú sốc thị trường tài chính lớn so với sự biến động của các cú sốc thực mặc dù về nguyên tắc, chế độ tiền tệ tối ưu cho phép tỷ giá hối đoái thay đổi để bù đắp những cú sốc thực mà không gây nên tiêu cực quá mức trong tỷ giá hối đoái. Tuy nhiên, nguồn gốc của những cú sốc chỉ quan trọng ở mức độ phát triển tài chính thấp hơn.

Phần còn lại của bài nghiên cứu được tổ chức như sau. Phần 2 cung cấp các kết quả nghiên cứu trước đây một cách tổng quan, xem xét cẩn thận các nghiên cứu trước đó về ảnh hưởng của độ biến động tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng, dưới vai trò của mức độ phát triển tài chính. Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu cũng như bộ dữ liệu được sử dụng trong bài. Phần 4 phát triển phân tích thực nghiệm và trình bày các kết quả đạt được. Cuối cùng, trong phần 5 chúng tôi sẽ trình bày các kết luận.

2. TỔNG QUAN CÁC KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU TRƯỚC ĐÂY

2.1. Độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và tăng trưởng:

Một lượng lớn các tài liệu thực nghiệm về tỷ giá hối đoái tìm thấy ảnh hưởng của biến động tỷ giá hối đoái trên hoạt động thực sự là nhỏ hoặc không đáng kể. Nghiên cứu thực nghiệm rộng lớn theo Baxter và Stockman (1989) và Flood và Rose (1995) nói chung tìm thấy không có sự khác biệt trong hiệu quả hoạt động kinh tế vĩ mô giữa các chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi và cố định. Nghiên cứu của Baxter và Stockman (1989) so sánh sự khác biệt trong hai thời kì, trước 1973 và sau 1973 của 49 quốc gia. Tuy nhiên, họ không tìm thấy mối liên hệ trong lựa chọn chế độ tỷ giá khác nhau ở các quốc gia với sự thay đổi hành vi vĩ mô thực. Thời kì sau 1973, tỷ giá hối đoái thực gia tăng nhưng không có sự khác biệt ở các quốc gia chọn tỷ giá cố định và thả nổi. Họ cho rằng kết quả này có thể là do chế độ tỷ giá không là vấn đề với biến động thương mại hoặc một quốc gia riêng biệt không thể quyết định đơn phương cố định chế độ tỷ giá trong một thế giới thả nổi, khi quốc gia cố định tỷ giá có lẽ là thả nổi trên phần còn lại của thế giới. Nghiên cứu của Flood và Rose (1995) tập trung vào tỷ giá hối đoái song phương của đồng USD từ năm 1960-1991 cho thấy tỷ giá cố định thì

ít biến động hơn tỷ giá thả nổi. Nhưng độ biến động của các biến số vĩ mô thì không thay đổi nhiều giữa các chế độ tỷ giá khác nhau.

Đồng thời cũng không cho thấy mối quan hệ rõ ràng trong việc đánh đổi giữa độ biến động tỷ giá hối đoái và ổn định kinh tế vĩ mô. Trong nghiên cứu của mình, Ghosh và các cộng sự (2003) cho rằng "có lẽ một trong những phát hiện tốt nhất có thể nói là thành quả tăng trưởng của chế độ tỷ giá cố định không tồi tệ hơn so với các chế độ thả nổi". Nghiên cứu của Razin và Rubinstein (2006) cho thấy không có khác biệt có hệ thống trong thành quả kinh tế vĩ mô của các chế độ tỷ giá hối đoái.

Juhn và Mauro (2002) áp dụng phương pháp ràng buộc cực đoan của Levine và Renelt (1992) lên tác động của tập hợp lớn các biến lên chế độ tỷ giá hối đoái và không tìm thấy bất kỳ sự xác định mạnh mẽ.

Tuy nhiên, một vài nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ của độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và tăng trưởng với điều kiện đó là chế độ tỷ giá trong thực tế. Dubas et al.(2005) điều tra chế độ tỷ giá hối đoái theo thực tế và tăng trưởng GDP tìm thấy rằng tăng trưởng là cao dưới chế độ giá trị tiền tệ là cố định. Tác động đối xứng là có nghĩa lên tăng trưởng quốc gia có chế độ tỷ giá trên thực tế không phải là chế độ tỷ giá được công bố được tìm thấy ở các quốc gia phi công nghiệp. Quốc gia bộ lộ "sợ hãi thả nổi" (chế độ tỷ giá được công bố là thả nổi nhưng lại bộc lộ các đặc điểm của cố định) trải qua tăng trưởng cao hơn đáng kể.

Hausmann et al. (2006) điều tra xác định độ biến động tỷ giá hối đoái thực và tìm ra rằng tăng trưởng GDP có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê. Phát hiện này đề xuất rằng nếu một liên kết quan hệ nhân quả ngược xuất phát từ sự tăng trưởng không ổn định.

Bravo-Ortega và Di Giovanni (2006) bổ sung phát hiện này bằng cách chỉ ra rằng độ biến động tỷ giá hối đoái tương quan với chỉ số cách biệt xác định như là tỷ trọng khoảng cách địa lý tới các trung tâm thương mại chính. Tương quan này đề xuất rằng sự cách biệt có thể là công cụ bên ngoài giá trị cho độ biến động tỷ giá hối đoái. Tuy nhiên, cách biệt chỉ ra hầu như không có biến động thời gian và vì thế công cụ yếu trong phạm vi bảng động của chúng tôi. Khi chúng tôi sử dụng sự cách biệt như là

công cụ bên ngoài trong ước lượng mẫu tiêu biểu, kết quả của chúng tôi rộng hơn nhưng có ít ý nghĩa hơn.

Levine và các cộng sự (2000) cung cấp bằng chứng của một hiệu ứng tăng trưởng nâng cao của sự phát triển tài chính. Nghiên cứu thực nghiệm này tiến hành trên mẫu gồm 71 quốc gia trong giai đoạn từ năm 1960-1995 sử dụng 2 phương pháp tiếp cận kinh tế: ước lượng bảng động GMM và kiểm định tính nhất quán. Theo đó, các thành phần ngoại sinh của phát triển trung gian tài chính có mối quan hệ tích cực với tăng trưởng kinh tế, đặc biệt, mối quan hệ này không phải là do độ chệch tiềm năng gây ra gồm các biến bị bỏ qua, đồng thời hoặc nhân quả ngược.

Nghiên cứu của Rajan và Zingales (1998) xem xét liệu phát triển tài chính có tạo điều kiện cho tăng trưởng kinh tế bằng cách rà soát một lý do căn bản cho mối quan hệ này: phát triển tài chính làm giảm chi phí tài chính bên ngoài cho các công ty. Và liệu các ngành công nghiệp có liên hệ nhiều hơn với nhu cầu tài chính từ bên ngoài phát triển mất cân đối nhanh hơn ở các nước có tài chính phát triển hơn. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng điều này là đúng cho một mẫu lớn các quốc gia qua giai đoạn những năm 1980, kết quả này không bị kiểm soát bởi các biến bị bỏ qua, bên ngoài hoặc có quan hệ nhân quả ngược.

Một số tài liệu không kiểm tra sự tương tác giữa tính linh hoạt tỷ giá và phát triển tài chính, nhưng đã xem xét tác động của chế độ tỷ giá hối đoái cho các nhóm con của các quốc gia. Đặc biệt, Levy-Yeyati và Sturzenegger (2003) (LYS) xem xét mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và chế độ tỷ giá của mẫu gồm 183 quốc gia trong thời kỳ hậu Bretton Woods từ năm 1974-2000. Theo đó, các quốc gia đang phát triển, với chế độ tỷ giá ít linh hoạt hơn thì tăng trưởng chậm hơn cũng như biến động sản lượng lớn hơn. Trong khi ở các quốc gia công nghiệp thì chế độ tỷ giá không có bất kỳ tác động có nghĩa nào lên tăng trưởng. Tuy nhiên, Bleaney và Francisco (2007) kết luận rằng kết quả LYS thiếu vững chắc.

Husain và các cộng sự (2005) đã chỉ ra rằng các quốc gia được hưởng lợi từ sự linh hoạt của hệ thống tỷ giá khi họ trở nên giàu hơn và phát triển tài chính hơn. Với các quốc gia đang phát triển ít nhạy cảm với thị trường vốn, neo tỷ giá là đáng chú ý về

tính bền và mức lạm phát tương đối thấp. Trái lại, các nền kinh tế phát triển, chế độ tỷ giá thả nổi rõ ràng là bền vững hơn và có mối quan hệ với tăng trưởng cao. Kết quả là trung lập đối với các nền kinh tế mới nổi mặc dù neo tỷ giá bộc lộ tính kém bền vững nhất và dễ bị rủi ro hơn khi khủng hoảng.

De Grauwe và Schnabl (2008) đã chỉ ra rằng chế độ tỷ giá cố định không làm giảm tăng trưởng kinh tế ở các nước Trung và Đông Âu. Quan điểm gia nhập khu vực đồng tiền chung châu Âu sẽ làm giảm tăng trưởng là không đảm bảo. Baldwin (1989), trong phân tích của ông về Liên minh Tiền tệ châu Âu, cho rằng một đồng tiền duy nhất có thể có tác dụng làm tăng trưởng châu Âu bằng cách giảm phân bù tỷ giá hối đoái trên vốn trong phạm vi châu Âu.

2.2. Sự tăng trưởng thương mại và độ linh hoạt tỷ giá hối đoái:

Một số bằng chứng thực nghiệm gần đây thực sự cho thấy rằng cơ chế tỉ giá hối đoái linh hoạt có xu hướng hấp thụ những tác động của các cú sốc về thương mại. Trong nghiên cứu của Broda (2004) trên mẫu quan sát gồm 75 quốc gia trong giai đoạn 1973-1996 tập trung vào giả thuyết của Friedman đã chỉ ra rằng phản ứng của GDP thực trong ngắn hạn với cú sốc thực là ít hơn đáng kể ở chế độ tỷ giá linh hoạt hơn là neo tỷ giá. Nghiên cứu này cũng cho thấy rằng các phản ứng đối xứng với các cú sốc với các dấu hiệu khác nhau trong neo tỷ giá và bất đối xứng trong tỷ giá linh hoạt. Sau một cú sốc tiêu cực, một quốc gia với chế độ tỷ giá linh hoạt có sự thay đổi trong tỷ giá thực cao hơn và thấp hơn sau khi đối mặt với các cú sốc tiêu cực. Nghiên cứu của Edwards và Levy-Yeyati (2005) dựa trên các quan sát hàng năm của 183 quốc gia trong giai đoạn 1974-2000. Kết quả nghiên cứu cho thấy phân loại tỷ giá theo thực tế, tỷ giá hối đoái linh hoạt giúp làm giảm tác động thực của các cú sốc thương mại ở cả các quốc gia mới nổi và công nghiệp. Hơn nữa, sự bất đối xứng của phản ứng sản lượng với các cú sốc thực gia tăng với sự cứng nhắc của chế độ tỷ giá và đề nghị rằng neo tỷ giá liên quan đến sự thu hẹp lâu hơn và sâu hơn mà nếu không hoàn toàn hồi phục có thể dẫn đến tăng trưởng chậm trong dài hạn.

Có một số bằng chứng về ảnh hưởng của biến động tỷ giá lên mức độ thương mại. Rose (2000) thực hiện nghiên cứu trên mẫu gồm 186 quốc gia trong giai đoạn

1970-1990. Ông tìm thấy tác động lớn, tích cực của liên minh tiền tệ lên thương mại quốc tế và tác động tiêu cực là nhỏ của độ biến động tỷ giá, ngay cả sau khi kiểm soát một loạt các đặc điểm, bao gồm cả bản chất nội sinh của chế độ tỷ giá.

Hau(2002) tìm ra tương quan nghịch chiều giữa độ biến động tỷ giá hối đoái thực và hội nhập thương mại. Cả cú sốc tiền tệ và cú sốc cung tổng hợp đều dẫn đến sự biến động tỷ giá hối đoái thực nhỏ hơn nếu nước đó hội nhập thương mại hơn.

Mendoza (1997) xem xét mô hình nội sinh ngẫu nhiên giải thích liên kết tích cực giữa tăng trưởng và tỷ lệ trung bình của điều khoản thương mại, và dự đoán sự thay đổi của các điều khoản thương mại tác động đến tăng trưởng. Sự gia tăng biến động của các điều khoản thương mại làm tăng hay giảm tăng trưởng còn tùy thuộc vào mức độ lo ngại rủi ro nhưng đều làm giảm phúc lợi xã hội.

Tuy nhiên, một số nghiên cứu cho thấy tác động của biến động tỷ giá lên mức độ thương mại là không rộng và thậm chí còn chưa rõ ràng rằng kết quả của việc mở rộng thương mại có bất kỳ ảnh hưởng lớn nào đến phúc lợi (xem Krugman, 1987; Bacchetta và van Wincoop, 2000).

Một lượng lớn các nghiên cứu trước đây xem xét tác động của độ biến động tỷ giá hối đoái đến tăng trưởng tuy nhiên không tìm thấy tác động nào là đáng kể hoặc tác động này là nhỏ. Một vài nghiên cứu lại tìm thấy mối quan hệ tích cực của tăng trưởng kinh tế và phát triển tài chính. Một số kết quả nghiên cứu lại chỉ ra rằng phát triển tài chính có tác động tích cực đến độ biến động tỷ giá. Vậy nên, ý tưởng chính của nghiên cứu này là liệu khi có mặt biến phát triển tài chính thì có độ biến động tỷ giá có tác động có ý nghĩa lên tăng trưởng năng suất?

Các nghiên cứu trước đây cũng tìm thấy mối quan hệ tích cực trong mối quan hệ giữa độ linh hoạt tỷ giá và tăng trưởng thương mại. Cũng tương tự, trong nghiên cứu này, chúng tôi tiến hành xem xét, liệu rằng mức độ phát triển tài chính của một quốc gia có tác động như thế nào đến độ biến động tỷ giá?

Hiện nay, Việt Nam đang theo đuổi chế độ tỷ giá thả nổi có quản lý, duy trì mức tỷ giá dao động xung quanh mức tỷ giá cho trước với một biên độ nhất định. Dự trữ ngoại hối tăng dần nhưng không cao, áp lực di chuyển vốn và thâm hụt thương mại

lớn, NHNN Việt Nam đã nhiều lần thay đổi mức tỷ giá cơ sở cũng như biên độ dao động tỷ giá giao dịch trong những năm qua. Sự kiện Việt Nam chính thức gia nhập WTO, trở thành thành viên của tổ chức thương mại lớn nhất thế giới vào ngày 07/11/2006 đem lại cho chúng ta nhiều cơ hội nhưng cũng không ít thách thức. Trong hai thập kỉ vừa qua, nước ta đã có những bước chuyển mình quan trọng từ chế độ bao cấp đi lên nền kinh tế thị trường xã hội chủ nghĩa. Thoát khỏi danh sách các nước nghèo nhất thế giới trở thành quốc gia có mức thu nhập trung bình. Hệ thống ngân hàng ngày càng mở rộng và phát triển theo xu hướng của thế giới. Là một quốc gia đang phát triển, nằm trong nhóm các nền kinh tế mới nổi, liệu sự biến động trong tỷ giá, nhất là khi chúng ta hội nhập, có tác động thế nào đến tăng trưởng năng suất, đến tăng trưởng thương mại? Và liệu chính sách tỷ giá chúng ta theo đuổi có là tối ưu, phù hợp với bối cảnh kinh tế của nước ta hiện nay?

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU:

Các nghiên cứu trước đây đã tìm ra rằng sự phát triển tài chính thúc đẩy tăng trưởng, và tác động đến biến động kinh tế vĩ mô, hoặc sự phát triển tài chính đóng một vai trò quan trọng trong các cuộc khủng hoảng tài chính. Trong bài này, chúng tôi sẽ kiểm tra liệu mức độ phát triển tài chính có ảnh hưởng quan trọng đến chế độ tỷ giá hối đoái không. Giả thuyết chính của bài là chế độ tỷ giá hối đoái (hay rộng hơn là biến động tỷ giá hối đoái) có tác động tiêu cực (dài hạn) lên tăng trưởng ở các quốc gia kém phát triển tài chính.

Chúng tôi xây dựng một bảng dữ liệu 47 quốc gia trong khoảng thời gian 20 năm (từ năm 1991 đến 2010). Trong đó chúng tôi cố gắng đưa Việt Nam cũng như các quốc gia Đông Nam Á khác và các quốc gia mới nổi vào dữ liệu để kiểm tra tính hợp lý của nhận định ban đầu. Bộ bảng dữ liệu được xây dựng theo chuỗi thời gian trung bình năm năm để lọc ra biến động chu kỳ kinh doanh, giai đoạn 1 (1991-1995), giai đoạn 2 (1996-2000), giai đoạn 3 (2001-2005), giai đoạn 4 (2006-2010). Vì vậy chúng tôi có thể tập trung vào các hiệu ứng tăng trưởng dài hạn. Bảng quan sát là bảng không cân bằng, nghĩa là có một số thời kỳ một vài quốc gia không có số liệu.

Bảng 3.1: Danh sách các quốc gia trong nghiên cứu

Algeria	Gambia, The	Nicaragua
Australia	Germany	Norway
Austria	Ghana	Philippines
Belgium	Greece	Portugal
Bolivia	Iceland	Sierra Leone
Brunei Darussalam	Indonesia	Singapore
Cambodia	Ireland	Spain
Canada	Israel	Sweden
China	Italy	Switzerland
Congo, Dem. Rep.	Japan	Thailand
Costa Rica	Lao PDR	Tunisia
Denmark	Malawi	Uganda
Dominican Republic	Malaysia	United Kingdom
Ecuador	Mexico	United States
Finland	Netherlands	Vietnam
France	New Zealand	

Phương pháp nghiên cứu mà chúng tôi sử dụng là công cụ ước tính dữ liệu bảng động GMM. Mô hình này được phát triển bởi Arellano và Bond (1991), Arellano và Bover (1995), Blundell và Bond (1998). Bằng một công thức động, phương pháp này giúp giải quyết các vấn đề về nội sinh của tất cả các biến giải thích và vấn đề mức độ chệch tiềm năng gây ra bởi hiệu ứng quốc gia. Các hiệu ứng thời gian và quốc gia được bao gồm trong tất cả các hồi quy. Các hiệu ứng này cho phép kiểm soát bất kỳ yếu tố quốc gia cụ thể trong các khoảng thời gian khác nhau mà tương quan với tỷ lệ tăng trưởng năng suất và biến động tỷ giá hoặc chế độ tỷ giá hối đoái. Chúng tôi tuân theo các đặc điểm trong ước lượng GMM mà Levine và các cộng sự (2000). Họ cung cấp bằng chứng rằng sự phát triển tài chính tác động đến tăng trưởng. Tuy nhiên, chúng tôi xem xét tăng trưởng năng suất thay vì tổng tăng trưởng, nhưng hồi quy của chúng tôi được ước lượng với cùng một bộ biến kiểm soát. Phương trình cụ thể là :

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \gamma_1 ER_{i,t} + \gamma_2 ER_{i,t} * FD_{i,t} + \delta FD_{i,t} + \beta Z_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Với $y_{i,t}$ là logarit của sản lượng mỗi công nhân; $ER_{i,t}$ là mức độ linh hoạt của chế độ tỷ giá hối đoái, hoặc biến động tỷ giá hối đoái thực, hoặc mức độ định giá quá mức tỷ giá hối đoái thực; $FD_{i,t}$ là thước đo phát triển tài chính; $Z_{i,t}$ là bộ các biến kiểm soát; μ_t là hiệu ứng thời gian cụ thể; $\eta_{i,t}$ là hiệu ứng quốc gia cụ thể và $\varepsilon_{i,t}$ là sai số.

Giả thuyết của chúng tôi là $\gamma_1 < 0$ và $\gamma_2 > 0$ vì thế tác động của độ linh hoạt tỷ giá $\gamma_1 + \gamma_2 * FD_{i,t}$ thì tiêu cực ở mức phát triển tài chính thấp. Khi γ_1 và γ_2 ngược chiều sẽ phát sinh một hiệu ứng ngưỡng:

$$\frac{\delta(y_{i,t} - y_{i,t-1})}{\delta ER_{i,t}} = \gamma_1 + \gamma_2 FD_{i,t} > 0 \Leftrightarrow FD_{i,t} > \overline{FD} = -\frac{\gamma_1}{\gamma_2}$$

Sau đây chúng tôi sẽ giải thích các biến trong mô hình:

- Biến phụ thuộc là tăng trưởng GDP thực tế của mỗi công nhân.
- Đối với phân loại chế độ tỷ giá, trong nghiên cứu này chúng tôi sử dụng phân loại của Reinhart and Rogoff (2004). IMF báo cáo chế độ tỷ giá dựa trên thông tin mà các quốc gia thành viên cung cấp. Tuy nhiên, cách phân loại này vướng phải nhiều chỉ trích do thông tin chỉ dựa trên nguồn mà quốc gia đó cung cấp và không phản ánh được sự khác biệt giữa chế độ tỷ giá trên thực tế và về mặt pháp lý. Một số nghiên cứu tiến hành phân loại chế độ tỷ giá bằng các tiêu chí riêng để phân loại chế độ tỷ giá gần về thực tế. Phân loại của Reinhart and Rogoff (2004) sử dụng dữ liệu hàng tháng trên thị trường xác định tỷ giá hối đoái song phương từ năm 1946-2001 cho 153 quốc gia. Cách phân loại này đã cho thấy những sai lệch trong phân loại lịch sử khi trong giai đoạn 1970-2001, 45% mẫu quan sát đáng ra là neo tỷ giá thì được phân loại là có quản lý, thả nổi hoàn toàn hoặc tệ hơn là “roi tự do”, hay 53% thực tế là neo tỷ giá hoặc chế độ tỷ giá cố định điều chỉnh dần (con rắn tiền tệ) được cho là thả nổi có quản lý. Phân loại về mặt pháp lý đã dẫn đến những kết luận thiếu chuẩn xác trong nghiên cứu kinh tế như đã trình bày trong phần tổng quan các kết quả nghiên cứu. Cách phân loại của RR được chia như sau:
 - ✓ Cố định: chế độ tỷ giá được thông báo là cố định và được duy trì cố định, chính sách tiền tệ được neo vào chính sách đối ngoại.

- ✓ Neo tỷ giá: neo tỷ giá trung tâm với đồng tiền khác theo một tỷ lệ cố định, dao động trong biên độ hẹp, ngân hàng trung ương sẵn sàng can thiệp để duy trì tỷ giá này; ngân hàng trung ương có thể điều chỉnh tỷ giá trung tâm nhưng không thường xuyên.
- ✓ Thả nổi có quản lý: tỷ giá được xác định bởi thị trường, nghĩa là không có tỷ giá chính thức được công bố tuy nhiên chính phủ có một mức tỷ giá mục tiêu ngầm đối với tỷ giá; ngân hàng trung ương chủ động can thiệp để làm mềm độ biến động của tỷ giá.
- ✓ Thả nổi hoàn toàn: tỷ giá hối đoái hoàn toàn được xác định bởi thị trường, ngân hàng trung ương không có tỷ giá mục tiêu ngầm cũng như ít can thiệp.
- ✓ “Roi tự do”: chế độ tỷ giá về pháp lý có thể thuộc bất kỳ loại nào nhưng thực tế quốc gia đang rơi vào khủng hoảng.

Đối với biến $ER_{i,t}$ mức độ linh hoạt của chế độ tỷ giá, chúng tôi tính toán chỉ số này trong từng giai đoạn năm năm dựa trên việc phân loại tỷ giá hối đoái của Reinhart and Rogoff (2004). Cách phân loại này sắp xếp các chế độ tỷ giá từ cứng nhắc nhất đến linh hoạt nhất: $ERR_t \in \{1, 2, 3, 4\} = \{\text{cố định; neo tỷ giá, thả nổi có quản lý; thả nổi hoàn toàn}\}$. Do đó, chỉ số linh hoạt của tỷ giá hối đoái trong mỗi khoảng thời gian năm năm là:

$$\text{Flex}_{t;t+5} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \text{ERR}_{t+i}$$

- Biến $ER_{i,t}$ biến động tỷ giá hối đoái thực là độ lệch chuẩn năm năm của hiệu logarit hai tỷ giá hối đoái thực hiệu lực (REER) trong hai năm liên tiếp.
- Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực (REER)

Phương pháp đo lường tỷ giá thực hiệu lực (REER) theo trọng số thương mại được sử dụng khi xem xét nhiều đối tác thương mại và được tính trên cơ sở bình quân có trọng số.

$$REER = \frac{\sum_{i=1}^m w_i S_i P_i}{P}$$

Trong đó, w_i là tổng số mặt dịch với đối tác thứ i mà quốc gia nước chủ nhà có quan hệ thương mại, S_i là tỷ giá giao ngay của đồng tiền nước thứ i và đồng nội tệ, P_i là chỉ số giá cả của nước thứ i .

Trong bài này, chúng tôi sử dụng bộ dữ liệu REER của Worldbank, các nước còn lại được bổ sung từ dữ liệu Statistical Appendix do văn phòng của IMF tại nước sở tại công bố hàng năm. Trong bộ dữ liệu này, REER được tính bằng tỷ giá danh nghĩa hiệu lực (đo lường bằng giá trị của một loại tiền tệ so với một số ngoại tệ) chia cho một số giảm phát giá hoặc chỉ số chi phí.

- Biến động tỷ giá thực:

Độ biến động của tỷ giá thực được sử dụng trong phân tích hồi quy được tính toán trung bình trong mỗi năm năm như là độ lệch chuẩn hàng năm của tỷ lệ tăng trưởng tỷ giá thực hiệu lực:¹

$$\sigma_{i,t,t+5} = stdev[\ln(REER_{it}) - \ln(REER_{it-1})]$$

- Biến $ER_{i,t}$ mức độ định giá quá mức tỷ giá hối đoái thực là độ lệch trung bình năm năm so với mức kỳ vọng của tỷ giá thực hiệu lực. Để xây dựng phương pháp đo lường sự định giá cao tỷ giá thực hiệu lực, chúng tôi sử dụng phương pháp của Dollar (1992). Khái niệm cân bằng của tỷ giá thực được điều chỉnh ngang giá sức mua từ sự khác biệt từ những thay đổi giá tương đối phi thương mại so với thương mại dẫn tới sự khác nhau trong yếu tố nguồn lực (vd hiệu ứng “Balassa-Samuelson”). Theo Dollar [1992], chúng tôi thực hiện hồi quy gộp OLS sau đây, với biến thu nhập bình quân đầu người và biến giả địa lý được sử dụng như là đại diện cho các yếu tố nguồn lực:

$$\ln(REER_{i,t}) = \alpha + \beta_t d_t + \gamma \ln(Y_{it}) + \delta lac + \eta afri + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó, d_t là một biến giả thời gian, Y_{it} là GDP bình quân đầu người, lac và afri là biến giả lục địa cho các nước Mỹ Latinh và châu Phi. Kết quả ước lượng phương trình (1)

¹ Sử dụng tỷ lệ tăng trưởng để kiểm soát cho hành vi theo xu hướng trong tỷ giá thực là tiêu chuẩn trong các tài liệu (ví dụ như Hussain, Mody và Yogo (2005))

Dependent Variable: LOG(REER)

Method: Panel Least Squares

Date: 03/14/13 Time: 23:55

Sample: 1 4

Periods included: 4

Cross-sections included: 47

Total panel (balanced) observations: 188

White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.556509	0.130944	4.249985	0.0000
LOG(GDP_PER_CAPITA)	-0.055430	0.013306	-4.165881	0.0000
LAC	-0.060350	0.027427	-2.200416	0.0290
AFRI	0.123848	0.042835	2.891319	0.0043

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.394320	Mean dependent var	0.061194
Adjusted R-squared	0.374242	S.D. dependent var	0.188824
S.E. of regression	0.149369	Akaike info criterion	-0.928275
Sum squared resid	4.038292	Schwarz criterion	-0.807769
Log likelihood	94.25786	Hannan-Quinn criter.	-0.879451
F-statistic	19.63963	Durbin-Watson stat	0.923516
Prob(F-statistic)	0.000000		

Kết quả ước lượng của phương trình (1)

Hệ số

$$\hat{\gamma} = -0.0554^{**}$$

$$\hat{\delta} = -0.0603^{**} \quad \text{với } ** \text{ mức ý nghĩa 5\%}$$

$$\hat{\eta} = 0.1238^{**}$$

$$R^2 = 0.39$$

Do đó, phương pháp tính định giá quá cao tỷ giá thực là:

$$ROVI_{i,t} = 100 \times [((REER_{i,t}) - \widehat{REER}_{i,t})]$$

Trong đó $\widehat{REER}_{i,t}$ thu được bằng cách lấy antilog của chuỗi dự báo trong hồi quy (1). Một biện pháp khác tính sự định giá quá cao tỷ giá thực có nguồn gốc từ Goldfajn-Valdes [1999] là log độ lệch của phương pháp dựa trên CPI của tỷ giá hối đoái thực, $REER_i^{CPI}$ từ một xu hướng ngẫu nhiên được xây dựng bằng cách sử dụng một bộ lọc Hodrick Prescott với một tham số làm mịn $\lambda = 10^8$

Trong nghiên cứu này, chúng tôi tiếp cận sự định giá tỷ giá thực quá mức theo cách thứ nhất.

- Biến phát triển tài chính ($FD_{i,t}$) là tổng tín dụng tư nhân, được đo theo Levine và các cộng sự (2000), hàm logarit.
- Biến phát triển thương mại: Tỷ lệ tăng trưởng của chỉ số thương mại. Chỉ số thương mại cho thấy chỉ số giá nhập khẩu : chỉ số giá xuất khẩu với năm cơ sở 2000
- Biến biến động thương mại: Độ lệch chuẩn của tăng trưởng thương mại trong khung thời gian 5 năm
- Bộ biến công cụ bao gồm:
 - ✓ Giáo dục (đại diện cho vốn con người): được tính là tỷ số của tổng người học trung học, bất kể tuổi tác, so với tổng dân số của nhóm tuổi tương ứng mức độ giáo dục đó, hàm logarit
 - ✓ Lạm phát: thể hiện % thay đổi trong CPI hàng năm
 - ✓ Sự thiếu ổn định giá cả= $\log[100 + \text{tỷ lệ lạm phát}]$
 - ✓ Chi tiêu chính phủ: tỷ lệ chi tiêu chính phủ so với GDP, hàm logarit (chi tiêu của chính phủ bao gồm tất cả các chi tiêu chính phủ hiện tại cho việc mua bán hàng hóa và dịch vụ (bao gồm cả bồi thường của người lao động). Nó bao gồm hầu hết các chi tiêu về quốc phòng và an ninh, nhưng không bao gồm chi tiêu quân đội của chính phủ là một phần của sự hình thành vốn chính phủ.
 - ✓ Mức độ mở cửa thương mại, hàm log: Phần dư của hồi quy của log của tỷ số của xuất khẩu và nhập khẩu (năm 2000 US\$) so với GDP (năm 2000 US\$), trên log của khu vực và dân số, và biến giả cho các nước xuất khẩu dầu và đóng cửa thương mại.

- ✓ Một biến giả khủng hoảng thể hiện tần suất quốc gia trải qua cuộc khủng hoảng tiền tệ hoặc khủng hoảng ngân hàng trong từng khoảng thời gian năm năm.

Nguồn của các dữ liệu thô ban đầu được lấy từ World Bank và IMF.

4. NỘI DUNG VÀ CÁC KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU:

Các hồi quy được chạy bằng Eviews và kết quả từng bảng Eviews được trình bày trong phụ lục.

Ký hiệu các biến trong hồi quy:

ER1: chế độ tỷ giá hối đoái

ER2: biến động tỷ giá hối đoái

ER3: định giá quá mức tỷ giá thực

FD: phát triển tài chính

IOPW: sản lượng mỗi công nhân năm trước

Y: sản lượng mỗi công nhân năm hiện tại

EDU: giáo dục

OPEN: mở cửa thương mại

GOV: chi tiêu chính phủ

LACK: lạm phát

CRISIS: khủng hoảng

TG: tăng trưởng thương mại

TV: biến động thương mại

Thống kê mô tả:

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Chế độ tỷ giá hối đoái	182	2.71	1.06	1	4
Tín dụng tư nhân/GDP	182	74.39	54.43	1	217.74
Sản lượng mỗi công nhân năm	182	39510.30	29659.65	523.19	114026.9

hiện tại					
Sản lượng mỗi công nhân năm trước	182	39055.06	29438.28	512.4428	113090.1
Giáo dục	182	83.66	32.07	10.17	154.31
Độ mở cửa	182	80.98	55.11	16.95	410.24
Tỷ lệ lạm phát	182	44.00	483.08	-0.80	6517.11
Chi tiêu chính phủ/GDP	182	16.33	5.73	4.91	28.38
Khủng hoảng tiền tệ	182	0.43	0.49	0	1
Biến động tỷ giá hối đoái	182	0.055	0.078	0.0025	0.7120
Định giá quá mức tỷ giá thực	182	106.74	29.166	78.67	380.69
Tăng trưởng thương mại	182	100.875	17.75	42.85	194.22

4.1. Độ linh hoạt tỷ giá và sự phát triển tài chính

Bảng 1: Tác động tăng trưởng của tính hoạt tỷ giá

Thời gian Đơn vị quan sát	1991-2010			
	Trung bình 5 năm không chồng nhau			
	[1.1]	[1.2]	[1.3]	[1.4]
ER1	-0.0104**	-0.0183**	-0.0104**	-0.019**
FD	-0.0066	-0.0122	-0.0029	-0.009
IOPW	0.973**	0.979**	0.968**	0.974**
ER1*FD		0.002**		0.0022**

EDU	0.0122	0.0127	0.001	0.0013
OPEN	0.005	0.0062	0.002	0.004
GOV	0.0021	0.0015	0.002	0.0016
LACK	-0.0022**	-0.0176	-0.0195**	-0.015**
CRISIS			-0.009**	
Hệ số chặn	0.348**	0.294**	0.4328**	0.3774**
<i>Kiểm định Wald (p-Value)</i>				
Ho: tổng ảnh hưởng của tính linh hoạt tỷ giá = 0		0.024		0.007
Ho: tổng ảnh hưởng sự phát triển tài chính = 0		0.000		0.004
<i>Phân tích mức ngưỡng</i>				
Biến động tỷ giá ảnh hưởng tới tăng trưởng				
Tín dụng cá nhân/ GDP lớn hơn mức		91.25		56.32

*Ghi chú: Biểu tượng ** và * là có ý nghĩa ở mức 5% và 10%.*

Biến phụ thuộc: tăng trưởng sản lượng của mỗi công nhân

Bảng 1 trình bày các ước lượng của chế độ tỷ giá hối đoái tác động lên tăng trưởng năng suất. Bảng hiển thị các kết quả của bốn hồi quy. Hồi quy đầu tiên ước tính tác động của chế độ tỷ giá cùng với sự phát triển tài chính và một tập hợp các biến kiểm soát, không có biến tương tác. Hồi quy thứ hai thêm một biến tương tác chế độ tỷ giá hối đoái và sự phát triển tài chính để kiểm tra dự đoán chính của chúng tôi: sự tác động của chế độ tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng phụ thuộc vào mức độ phát triển tài chính. Các hồi quy thứ ba và thứ tư tương tự với sự bổ sung của một biến giả khủng hoảng cho thấy tần số quốc gia gặp khủng hoảng tiền tệ, hoặc khủng hoảng ngân hàng trong mỗi khoảng thời gian năm năm.

Trong hồi quy [1.1], ta thấy có mối quan hệ tuyến tính ngược chiều giữa độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và tăng trưởng năng suất. Trong hồi quy [1.2], khi thêm biến tương tác chế độ tỷ giá hối đoái và phát triển tài chính thì biến này ngược chiều với sự tăng trưởng năng suất và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này cho thấy sự tác động của chế độ tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng phụ thuộc vào mức độ phát triển tài chính. Một quốc gia càng phát triển tài chính, thì sự tác động của tính linh hoạt tỷ giá lên tăng trưởng năng suất càng cao. Hệ số của biến ER1 không tương tác và biến tương tác đều có ý nghĩa. Hơn nữa bằng kiểm định Wald, ta thấy hai biến này đều cần thiết trong mô hình ước lượng. Kết hợp hai biến này ta xác định được một mức ngưỡng phát triển tài chính như đã đề cập trong phần phương trình hồi quy. Nếu trên mức ngưỡng này thì chế độ tỷ giá hối đoái linh hoạt hơn sẽ thúc đẩy tăng trưởng năng suất, còn nếu dưới ngưỡng này thì chế độ tỷ giá hối đoái cứng nhắc hơn thúc đẩy tăng trưởng năng suất. Dựa vào hồi quy [1.2] ta tìm ra mức ngưỡng phát triển tài chính là 91.25 %.

Hồi quy [1.3] và [1.4] có thêm biến giả khủng hoảng như đã được mô tả ở trên. Mặc dù chúng ta biết số cuộc khủng hoảng thực sự có tác động tiêu cực đến tăng trưởng năng suất, nhưng hiệu ứng phi tuyến của chế độ tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng vẫn còn mạnh mẽ, biến ER1 vẫn không có ý nghĩa thống kê. Hồi quy [1.4] có kết quả tương tự như hồi quy [1.2] với biến không tương tác và biến tương tác đều có ý nghĩa. Biến tương tác cùng chiều với tăng trưởng năng suất. Kết quả về sự tác động của chế độ tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng phụ thuộc vào mức độ phát triển tài chính vẫn được giữ vững.

Kết quả chính của Bảng 1 là mức độ linh hoạt tỷ giá hối đoái thay đổi tùy theo mức độ phát triển tài chính, cho phép chúng ta xác định tác dụng tăng trưởng đáng kể của chế độ tỷ giá hối đoái. Điều này có nghĩa là nền kinh tế ít phát triển tài chính có thể thu được lợi ích tăng trưởng từ việc duy trì một chế độ tỷ giá hối đoái cứng nhắc.

Theo dữ liệu từ IMF cách phân loại tỷ giá hối đoái của Việt Nam theo RR thì phù hợp với những gì chúng tôi vừa đề cập đối với các nền kinh tế có mức phát triển tài chính thấp. Đó là quốc gia có sự phát triển tài chính thấp nên thiên về tỷ giá cứng nhắc để hạn chế tác động tiêu cực đến tăng trưởng. Ở giai đoạn 1996-2000, chế độ tỷ

giá của Việt Nam là 3, tương ứng với thả nổi có quản lý, sau đó trong giai đoạn 2001-2005, chế độ tỷ giá của Việt Nam là 2, nghĩa là tỷ giá được duy trì ổn định. Việc chọn một chế độ tỷ giá ổn định giúp cho Việt Nam tăng trưởng qua các giai đoạn. Theo bài nghiên cứu, sự tăng trưởng năng suất của một quốc gia được thể hiện qua mức sản lượng trên mỗi công nhân. Số liệu mà chúng tôi thu thập được cho Việt Nam qua các giai đoạn là 2121.747; 2725.748; 3286.794; 4251.305 I\$ (International Dollar); tương ứng với các mức tăng trưởng tương đối là 28.47%; 20.58%; 29.35%.

Bảng 2: Tác động tăng trưởng của biến động tỷ giá thực có hiệu lực

Thời gian Đơn vị quan sát	1991-2010			
	Trung bình 5 năm không chồng nhau			
	[2.1]	[2.2]	[2.3]	[2.4]
ER2	-0.0092**	-0.167**	-0.089**	-0.167**
FD	-0.0034	-0.006	-0.002	-0.005
IOPW	0.965**	0.968**	0.963**	0.966**
ER2*FD		0.018*		0.018*
EDU	0.014	0.015	0.01	0.01
OPEN	0.018*	0.021**	0.018*	0.02**
GOV	0.013	0.016	0.012	0.015
LACK	-0.028**	-0.028**	-0.027	-0.027**
CRISIS			-0.004	-0.004
Hệ số chặn	0.343**	0.3**	0.379**	0.338**
<i>Kiểm định Wald (p-Value)</i>				
H ₀ : tổng ảnh hưởng của tính linh hoạt tỷ giá = 0		0.025		0.020
H ₀ : tổng ảnh hưởng sự phát triển tài		0.000		0.000

chính = 0				
<i>Phân tích mức ngưỡng</i>				
Biến động tỷ giá ảnh hưởng tới tăng trưởng				
Tín dụng cá nhân/ GDP lớn hơn mức		106.98		106.98

Ghi chú: Biểu tượng ** và * là có ý nghĩa ở mức 5% và 10%.

Biến phụ thuộc: tăng trưởng sản lượng của mỗi công nhân

Bảng 2 trình bày các ước lượng của biến động tỷ giá hối đoái thực lên tăng trưởng năng suất. Các hồi quy là tương tự bảng 1 với sự thay đổi biến ER từ “chế độ tỷ giá” thành biến “biến động tỷ giá thực” (ER2).

Hồi quy [2.1] cho thấy biến động tỷ giá hối đoái ngược chiều với biến phụ thuộc và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, nghĩa là có tác động tiêu cực đáng kể vào tăng trưởng năng suất. Cụ thể điều này được diễn giải về mặt kinh tế là: tăng 100% trong biến động tỷ giá hối đoái dẫn đến giảm 16.7% trong tăng trưởng năng suất hàng năm. Tác động này không thay đổi nhiều mặc dù trong hồi quy [2.3], chúng tôi đưa thêm biến kiểm soát tác động của cuộc khủng hoảng.

Hồi quy [2.2] thêm biến tương tác giữa biến động tỷ giá hối đoái thực và phát triển tài chính. Kết quả hồi quy cho thấy cả biến biến động tỷ giá hối đoái thực và biến tương tác đều có ý nghĩa thống kê cao. Sự tương tác giữa biến động tỷ giá hối đoái và phát triển tài chính là cùng chiều tăng trưởng năng suất. Nghĩa là một nền kinh tế càng phát triển tài chính, thì càng ít bị tác động bất lợi bởi biến động tỷ giá hối đoái. Kiểm định Wald cho thấy tầm quan trọng của biến không tương tác và tương tác trong mô hình với mức p-value 5%. Tương tự các hồi quy [1.2] và [1.4], mức ngưỡng của phát triển tài chính trong hồi quy [2.2] được tính bằng cách lấy hệ số biến ER2 chia hệ số biến tương tác, sau đó đảo dấu và antilog để được mức 106.98%. Điều này nghĩa là với các quốc gia có mức tín dụng tư nhân so với GDP lớn hơn 106.98% thì tác động tiêu cực của biến động tỷ giá hối đoái thực sẽ bị hạn chế. Và ngược lại, những nước có tỷ

số tín dụng tư nhân so với GDP thấp hơn 106.98% sẽ chịu nhiều tác động tiêu cực do biến động tỷ giá hối đoái thực. Hồi quy của các tác giả Philippe Aghion và các cộng sự (2009) cũng chỉ ra rằng những nền kinh tế tài chính phát triển nhất, là những quốc gia có mức tín dụng tư nhân so với GDP nằm trong khoảng [90%, 120%] thì sự biến động tỷ giá hối đoái thực không có tác động đáng kể đến tăng trưởng năng suất. Đó là các nước Anh, Thụy Sĩ, Phần Lan, Thụy Điển, Mỹ, và Úc.

Hồi quy [2.3] tương tự hồi quy [2.1] và hồi quy [2.4] tương tự [2.3], chúng tôi chỉ thêm biến kiểm soát khủng hoảng để xem xét. Kết quả vẫn thống nhất so với hai hồi quy trước.

Bảng 3: Tác động tăng trưởng của việc định giá quá cao REER

Thời gian Đơn vị quan sát	1991-2010			
	Trung bình 5 năm không chồng nhau			
	[3.1]	[3.2]	[3.3]	[3.4]
ER3	-0.009	-0.118**	-0.008	-0.112**
FD	-0.013*	-0.212**	-0.006	-0.197**
IOPW	0.968**	0.964**	0.966**	0.963**
ER3*FD		0.042**		0.04**
EDU	0.022*	0.017	0.009	0.0038
OPEN	0.025*	0.037**	0.02	0.032**
GOV	-0.005	-0.003	-0.006	-0.004
LACK	-0.028**	-0.020**	-0.023**	-0.016*
CRISIS			-0.005**	-0.005**
Hệ số chặn	0.372**	0.872**	0.419**	0.895**
<i>Kiểm định Wald (p-Value)</i>				
Ho: tổng ảnh hưởng của tính linh hoạt tỷ giá = 0		0.000		0.000

Ho: tổng ảnh hưởng sự phát triển tài chính = 0		0.015		0.061
<i>Phân tích mức ngưỡng</i>				
Biến động tỷ giá ảnh hưởng tới tăng trưởng Tín dụng cá nhân/ GDP lớn hơn mức		16.6		16.44

Ghi chú: Biểu tượng ** và * là có ý nghĩa ở mức 5% và 10%.

Biến phụ thuộc: tăng trưởng sản lượng của mỗi công nhân

Bảng 3 tập trung vào tác động của việc định giá quá cao tỷ giá hối đoái thực lên tăng trưởng năng suất. Việc định giá quá cao tỷ giá hối đoái thực được tính bằng cách sử dụng độ lệch giữa tỷ giá hối đoái thực hiệu lực và giá trị dự đoán của nó. Bốn hồi quy trong bảng 3 là tương tự bảng 1 và 2. Chúng tôi chỉ thay thế biến ER thành ER3, biến định giá quá mức tỷ giá hối đoái thực.

Trong hồi quy [3,1], ta chưa thấy mối quan hệ tuyến tính giữa biến ER3 và tăng trưởng năng suất.

Tuy nhiên ở hồi quy [3.2], chúng ta thấy rõ quan hệ ngược chiều, sự định giá quá cao tỷ giá thực có một ảnh hưởng tiêu cực đáng kể đến sự tăng trưởng. Một sự định giá quá cao 20% làm giảm 0.118% trong tăng trưởng năng suất hàng năm. Hồi quy [3.2] nghiên cứu ảnh hưởng của việc định giá quá cao tỷ giá thực và phát triển tài chính lên tăng trưởng một quốc gia. Để thực hiện, chúng tôi thêm biến tương tác giữa định giá quá cao tỷ giá thực và phát triển tài chính vào mô hình hồi quy. Kết quả hồi quy cũng như kiểm định Wald cho thấy ý nghĩa thống kê cao của hai biến này trong mô hình. Theo đó, một nền kinh tế phát triển hơn về tài chính, thì quốc gia đó càng ít bị định giá quá cao tỷ giá thực ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng năng suất. Mức ngưỡng tín dụng tư nhân so với GDP làm cho biến động của tỷ giá thực ít ảnh hưởng đến tăng trưởng hơn là 16.6%. Cách tính mức ngưỡng dựa vào hai hệ số của hai biến tương tác và không tương tác tương tự như các bảng trước.

Hồi quy [3.3], [3.4] có xét thêm biến kiểm soát khủng hoảng vào mô hình. Kết quả của hai hồi quy này không đổi so với hai hồi quy trước. Cụ thể, trong hồi quy [3.3], mức độ định giá quá mức tỷ giá thực càng cao thì càng có ảnh hưởng tiêu cực lên tăng trưởng. Và trong hồi quy [3.4], nếu xét thêm sự tương tác giữa mức độ định giá quá mức tỷ giá thực và phát triển tài chính thì sự tiêu cực ở hồi quy [3.3] sẽ giảm bớt. Mức ngưỡng của sự phát triển tài chính được tính từ hồi quy [3.4] là 16.44%.

4.2. Sự tăng trưởng thương mại và độ biến động tỷ giá hối đoái:

Theo cách nghĩ của nhiều người, một chế độ tỷ giá hối đoái linh hoạt là tốt vì nó có thể ổn định tác động của các cú sốc thực. Bằng chứng thực nghiệm gần đây của Broda, 2004; Edwards và Levy-Yeyati, 2005 thực sự cho thấy rằng cơ chế tỉ giá hối đoái linh hoạt có xu hướng hấp thụ những tác động của các cú sốc về thương mại. Chúng tôi xem xét vấn đề này bằng cách đề cập đến tăng trưởng thương mại và biến động thương mại bổ sung vào mô hình hồi quy và trình bày các kết quả trong Bảng 4.

Bảng 4: Tác động tăng trưởng của tính hoạt tỷ giá hối đoái, tăng trưởng thương mại và biến động thương mại

Thời gian Đơn vị quan sát	1991-2010					
	Trung bình 5 năm không trùng lặp					
	[4.1]	[4.2]	[4.3]	[4.4]	[4.5]	[4.6]
TG	0.004**	0.058**	0.056**			
TV				-0.002**	-0.003**	-0.003**
ER1	-0.003**	0.027*	0.021	0.0001	-0.004	-0.008*
FD	-0.0009	-0.0009	-0.007	-0.005	-0.006	-0.008*
IOPW	0.961**	0.96**	0.969**	0.984	0.985**	0.987**
ER1*TG		-0.007*	-0.007			
ER1*TV					0.0004*	0.0004*
ER1*FD			0.002**			0.0008
EDU	-0.0003	-0.0005	-0.0002			
OPEN	0.009	0.008	0.008	0.011	0.002	0.012

GOV	0.005	0.003	0.003			-0.014**
LACK				-0.013**	-0.015**	
CRISIS	-0.003**	-0.003**	-0.003**			
Hệ số chặn	0.175	0.114	0.058	0.232**	0.24**	0.223**

Ghi chú: Biểu tượng ** và * là có ý nghĩa ở mức 5% và 10%.

Biến phụ thuộc: tăng trưởng sản lượng mỗi công nhân.

Trong hồi quy [4.1], hệ số của biến phát triển thương mại là 0.004 và có ý nghĩa ở mức 5%, nghĩa là sự phát triển thương mại cùng chiều với tăng trưởng năng suất, tăng 10% trong thương mại dẫn đến tăng 0.04% trong tăng trưởng. Các số liệu cho Việt Nam cũng thể hiện mối quan hệ tuyến tính này. Trong đó, chỉ số tăng trưởng thương mại từ giai đoạn 1 đến giai đoạn 4 là 87.3% đến 97.01%, và tỷ lệ tăng trưởng cũng tăng tương ứng với số logarit sản lượng mỗi công nhân tăng từ 7.66 đến 8.35.

Hồi quy [4.2] bên cạnh việc xem xét ảnh hưởng của phát triển thương mại đến tỷ lệ tăng trưởng, chúng tôi thêm biến tương tác giữa chế độ tỷ giá hối đoái và tăng trưởng thương mại để kiểm tra xem vấn đề trong hồi quy [4.1] có liên quan đến chế độ tỷ giá hối đoái hay không. Kết quả hệ số hồi quy của biến tương tác này là có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng việc cú sốc về thương mại tác động lên tăng trưởng năng suất thì phụ thuộc chủ yếu vào bản chất của chế độ tỷ giá hối đoái. Nếu là chế độ tỷ giá cố định (gần về phía 1 theo cách phân loại RR đã đề cập) thì tác động đến tăng trưởng sẽ tốt hơn so với theo cơ chế thả nổi (giá trị tiến về 4). Kết quả này khẳng định vai trò ổn định nền kinh tế vĩ mô của độ linh hoạt tỷ giá hối đoái.

Trong hồi quy [4.3], mặc dù chúng tôi xem xét thêm biến tương tác giữa độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và sự phát triển tài chính nhưng kết quả về sự biến thiên cùng chiều giữa sự phát triển thương mại và tăng trưởng năng suất vẫn được giữ vững. Hệ số hồi quy của biến tương tác mới này là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, nghĩa là tác động cùng chiều đến tăng trưởng. Hay nói một cách khác, với một mức phát triển tài chính thấp thì tỷ giá cố định sẽ giúp ổn định thương mại hơn là tỷ giá hối đoái thả nổi.

Như vậy, mặc dù tỷ giá hối đoái linh hoạt làm suy giảm tác động của những cú sốc thương mại, nhưng tính trung bình theo tổng thể nó có tác động tiêu cực đến tăng trưởng ở các quốc gia kém phát triển tài chính.

Các hồi quy [4.4], [4.5], [4.6] tương tự như các hồi quy trước, chúng tôi chỉ thay thế biến “phát triển thương mại” thành biến “biến động thương mại”.

Hồi quy [4.4] cho thấy biến động thương mại có ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng năng suất, tăng 10% trong biến động thương mại dẫn đến giảm 0.02% trong tăng trưởng.

Trong hồi quy [4.5], hệ số của biến tương tác giữa độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và biến động tăng trưởng là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Điều này có nghĩa là một chế độ tỷ giá hối đoái linh hoạt hơn giúp làm giảm tác động tiêu cực của biến động thương mại như hồi quy [4.1] đã đề cập. Trong thực tế, tổng tác động của biến động thương mại đến tăng trưởng năng suất trở nên gần như bằng không dưới một chế độ hoàn toàn linh hoạt.

So với hồi quy [4.5] thì hồi quy [4.6] xét thêm biến tương tác giữa độ linh hoạt tỷ giá hối đoái và sự phát triển tài chính. Hệ số của biến tương tác này có ý nghĩa, chúng tỏ phát triển tài chính cũng quy định tác động của độ linh hoạt tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng năng suất.

4.3. Vấn đề nội sinh:

Như đã giới thiệu, chúng tôi sử dụng phương pháp ước lượng dữ liệu bảng động GMM để kiểm soát vấn đề nội sinh ở tất cả các biến giải thích. Ý tưởng của phương pháp hồi quy này là tìm một bộ biến, được gọi là biến công cụ, thỏa mãn cả hai điều kiện:

- (1) tương quan với các biến giải thích trong phương trình
- (2) không tương quan với phần dư.

Những biến công cụ như vậy được dùng để loại bỏ sự tương quan giữa các biến giải thích và phần dư. Chúng ta cần một bộ vector các biến công cụ (trong ước lượng GMM còn được gọi là các điều kiện moment) và số lượng biến công cụ phải không ít hơn số biến trong mô hình. Điều kiện để một biến được chọn là biến công cụ là nó

không được tương quan với phần dư. Bộ biến công cụ đã được chúng tôi liệt kê trong phần 3 phương pháp nghiên cứu.

Kiểm định quan trọng nhất của phương pháp ước lượng GMM là kiểm định *Overidentifying Restrictions (Overidentifying Restrictions Test)* hay còn gọi là kiểm định *Sargan (Sargent Test)* hoặc kiểm định *J (J – Test)*. Đây là kiểm định cần thiết trong trường hợp số biến công cụ nhiều hơn số biến trong mô hình. Kiểm định này xem xét biến công cụ có tương quan với phần dư của mô hình không. Giả thiết H_0 : biến công cụ là nội sinh, mô hình phù hợp. Nếu không thể bác bỏ giả thiết H_0 thì biến công cụ là nội sinh. Khi đó biến công cụ được chọn là phù hợp và mô hình sử dụng biến đó để ước lượng cũng phù hợp. Kiểm định Sargan sử dụng thống kê J (J – statistic). Kết quả của kiểm định Sargent được trình bày trong tất cả các bảng và thể hiện ở mục Prob(J-statistic) trong các bảng Eview ở phần phụ lục. Do các ước lượng của chúng tôi có số biến công cụ bằng với số biến trong mô hình nên không cần thực hiện kiểm định này.

5. KẾT LUẬN

Trước đây theo một nghiên cứu thực nghiệm với mẫu rộng lớn các quốc gia, Baxter và Stockman (1989) và Flood và Rose (1995) không tìm thấy sự khác biệt trong hiệu quả hoạt động kinh tế vĩ mô khi thay đổi giữa các chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi và cố định. Tuy nhiên sự nhận thức về mối quan hệ giữa biến động tỷ giá hối đoái và tăng trưởng dài hạn đã có từ lâu. Vì vậy chúng tôi muốn kiểm tra mối quan hệ giữa tỷ giá và tăng trưởng bằng cách không chỉ đơn thuần xét biến động tỷ giá trong sự cô lập, mà điều quan trọng là phải nhìn vào sự tương tác giữa biến động tỷ giá và cả mức độ phát triển tài chính và tính chất của các cú sốc kinh tế vĩ mô. Giả thuyết chính của bài nghiên cứu là tỷ giá hối đoái thực càng biến động cao thì càng làm chậm sự phát triển, đặc biệt là ở các nền kinh tế có mức phát triển tài chính thấp và cú sốc tài chính là nguyên nhân chính của biến động kinh tế vĩ mô. Các kết quả trong các bảng hồi quy đã xác nhận ý nghĩa thống kê của giả thuyết này, cung cấp bằng chứng cho thấy tầm quan trọng của sự phát triển tài chính (được đo lường bởi logarit của tỷ lệ phần trăm tín dụng cá nhân so với GDP), cụ thể là có một mối quan hệ giữa sự phát triển tài chính và sự

lựa chọn chế độ tỷ giá hối đoái thích hợp sao cho tăng trưởng dài hạn là tối ưu. Nếu nền kinh tế tài chính thấp thì quốc gia đó nên thiên về chế độ tỷ giá hối đoái ổn định để có thể đạt được sự tăng trưởng dài hạn. Bên cạnh đó chúng tôi cũng xem xét mức độ định giá quá mức tỷ giá thực, và kết quả là việc định giá quá mức càng lớn thì càng ảnh hưởng tới sự tăng trưởng kinh tế vĩ mô. Hơn nữa, một quốc gia có mức phát triển tài chính càng thấp thì sự định giá quá mức tỷ giá thực càng tác động lớn (tác động tiêu cực) đến tăng trưởng.

Hạn chế của bài nghiên cứu này đó là như chúng ta biết, sự tăng trưởng nền kinh tế vĩ mô phụ thuộc vào rất nhiều nhân tố khác nhau. Mặc dù chúng tôi đã thêm một biến giải thích sự phát triển tài chính, cùng với các vấn đề liên quan tỷ giá như chế độ tỷ giá, biến động tỷ giá, định giá quá mức tỷ giá thực, phát triển thương mại, biến động thương mại, cũng như đưa vào một bộ biến kiểm soát nhưng chúng tôi nghĩ kết quả hồi quy vẫn chưa thật sự thể hiện đúng mức độ tác động của tỷ giá hối đoái lên tăng trưởng. Có thể có vài biến khác như biến về chính trị cũng có liên quan đến tỷ giá hối đoái và tăng trưởng nhưng chưa được thử nghiệm trong mô hình. Bên cạnh đó, bài nghiên cứu chỉ mới dừng lại ở việc xem xét tăng trưởng tổng thể của nền kinh tế. Nhưng trên thực tế, những ngành kinh tế khác nhau sẽ có chịu mức tác động từ tỷ giá hối đoái khác nhau. Cụ thể, chúng tôi đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo là xem xét mức tăng trưởng của các ngành công nghiệp khác nhau phụ thuộc vào các biến giải thích mà chúng tôi đã đưa ra, chỉ thêm vào biến giải thích “nhu cầu thanh khoản” của từng lĩnh vực sản xuất và thêm hiệu ứng từng ngành công nghiệp cụ thể bên cạnh hiệu ứng thời gian và quốc gia cụ thể đã có trong bài. Trong đó, nhu cầu thanh khoản trong từng lĩnh vực cụ thể được đo bằng tỷ số của hàng tồn kho so với doanh số. Bảng ba chiều (quốc gia, ngành công nghiệp, thời gian) giúp tìm ra sự khác biệt trong tăng trưởng năng suất giữa các ngành công nghiệp có nhu cầu thanh khoản khác nhau giữa các quốc gia khác nhau trong các thời kì khác nhau, với một mức độ khác nhau của biến động tỷ giá hối đoái và phát triển tài chính.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tiếng Việt

Trần Ngọc Thơ, Nguyễn Ngọc Định, *Tài chính quốc tế*, Đại học Kinh tế TP.HCM, 2011

Tiếng Anh

Aghion,P., Bacchata,P., Rancièrè, R., Rogoff, K. *Exchange rate Volatility and productivity volatility: Role of financial development*. Journal of Monetary Economics, 2009, vol. 56, issue 4, pages 494-513

Aghion,P., Angeletos, G.M.,Banerjee, A.,Manova, K.,2005. *Volatility and growth: financial development and the cyclical behavior of the composition of investment*. Mimeo.

Aghion, P., Howitt, P., Mayer-Foulkes, D., 2005. *The effect of financial development on convergence: theory and evidence*. Quarterly Journal of Economics 120 (1), 173–222.

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.

Arellano, M., Bover, O., 1995. *Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models*. Journal of Econometrics 68, 29–51.

Bacchetta, P., van Wincoop, E., 2000. *Does exchange rate stability increase trade and welfare?* American Economic Review 90, 1093–1109.

Baldwin, R., 1989. *Growth effects of 1992*. Economic Policy 9, 247–282.

Baxter, M., Stockman, A., 1989. *Business cycles and the exchange-rate regime*. Journal of Monetary Economics 23 (3), 377–400.

Bleaney,M.,Francisco,M.,2007. *Exchange rate regimes, inflation and growth in developing countries—an assessment*. The B.E .Journal of Macroeconomics—Topics7 (1) (article18).

Blundell, R., Bond, S., 1998. *Initial conditions and moment conditions in dynamic panel data models*. Journal of Econometrics 87, 115–143.

Bond, S., 2002. *Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice*. CeMMAP Working Paper 09/02. Boughton, J., 2001. Silent Revolution: The International Monetary Fund 1979–1989. International Monetary Fund.

Bravo-Ortega, C., Di Giovanni, J., 2006. *Remoteness and real exchange rate volatility*. IMF Staff Papers 53, 115–132

Broda, C., 2004. *Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries*. Journal of International Economics 63, 31–58.

De Grauwe, P., Schnabl, G., 2008. *Exchange rate stability, inflation, and growth in (South) Eastern and Central Europe*. Review of Development Economics 12 (3), 530–549.

Dollar, D., 1992. *Outward oriented economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1976–1985*. Economic Development and Cultural Change 40 (3), 523–544.

Dubas, J.M., Lee, B.-J., Mark, N.C., 2005. *Effective exchange rate classifications and growth*. NBER Working Paper 11272.

Eichengreen, B., 1992. *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression, 1919–1939*. Oxford University Press, Oxford.

Eichengreen, B., Johnston, R.B., Masson, P.R., Jadresic, E., Bredenkamp, H., Hamann, Edwards, S., Levy-Yeyati, E., 2005. *Flexible exchange rates as shock absorbers*. European Economic Review 49 (8), 2079–2105.

Flood, R.P., Rose, A.K., 1995. *Fixing exchange rates: a virtual quest for fundamentals*. Journal of Monetary Economics 36, 3–37.

Garber, P.M., Svensson, L., 1995. *The operation and collapse of fixed exchange rate regimes*. In: Grossman, G.M., Rogoff, K. (Eds.), *The Handbook of International Economics*, vol. 3. Elsevier, Amsterdam.

Ghosh, A., Gulde, A.M., Wolf, H.C., 2003. *Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*. MIT Press, Cambridge, MA.

Goldfajn, I., Valdes, R., 1999. *The aftermath of appreciations*. Quarterly Journal of Economics 114, 229–262.

Hau, H., 2002. *Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence*. Journal of Money, Credit and Banking 34 (3), 611–630.

Hausmann, R., Panizza, U., Rigobon, R., 2006. *The long-run volatility puzzle of the real exchange rate*. Journal of International Money and Finance 25, 93–124.

Husain, A.M., Mody, A., Rogoff, K., 2005. *Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies*. Journal of Monetary Economics 52, 35–64. International Monetary Fund, 2002. International Financial Statistics. Washington, DC.

Juhn, G., Mauro, P., 2002. *Long-run determinants of exchange rate regimes: A simple sensitivity analysis*. IMF Working Papers 02/104.

Krugman, P., 1987. *The Age of Diminished Expectations*. MIT Press, Cambridge, MA.

Levine, R., Loayza, N., Beck, T., 2000. *Financial intermediation and growth: causality and causes*. Journal of Monetary Economics 46 (1), 31–77.

Levine, R., Renelt, D., 1992. *A sensitivity analysis of cross-country growth regressions*. American Economic Review 82 (4), 942–963.

Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., 2003. *To float or to fix: evidence on the impact of exchange rate regimes on growth*. American Economic Review 93, 1173–1193.

Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., Reggio, I., 2004. *On the endogeneity of exchange rate regimes*. KSG Working Paper RWP06-047.

Mendoza, E., 1997. *Terms-of-trade uncertainty and economic growth*. Journal of Development Economics 54 (2), 323–356.

Obstfeld, M., Rogoff, K., 1996. *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, MA.

Rajan, R., Zingales, L., 1998. *Financial dependence and growth*. American Economic Review 88, 559–586.

Ramey, G., Ramey, V., 1995. *Cross-country evidence on the link between volatility and growth*. American Economic Review 85 (5), 1138–1151.

Razin, A., Rubinstein, Y., 2006. *Evaluation of currency regimes: the unique role of sudden stops*. Economic Policy 21 (45), 119–152.

Reinhart, C.M., Rogoff, K., 2004. *The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation*. Quarterly Journal of Economics 119 (1), 1–48.

Rogoff, K., Husain, A.M., Mody, A., Brooks, R.J., Oomes, N., 2004. *Evolution and performance of exchange rates regimes*. International Monetary Fund Occasional Paper 229. Rose, A., 2000. *One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade*. Economic Policy 30, 7–46.

Website:

<http://data.worldbank.org/>

<http://imf.org/external/data.htm/>

PHỤ LỤC

1.1

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 01:44
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER1 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.348020	0.124908	2.786219	0.0062
ER1	-0.010452	0.001132	-9.232779	0.0000
FD	-0.006621	0.004414	-1.499889	0.1362
IOPW	0.973563	0.013114	74.24087	0.0000
EDU	0.012184	0.009992	1.219306	0.2250
OPEN	0.005008	0.009259	0.540817	0.5896
GOV	0.002120	0.015095	0.140427	0.8885
LACK	-0.021705	0.005400	-4.019431	0.0001

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999936	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999907	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.013096	Sum squared resid	0.021438
Durbin-Watson stat	2.648060	J-statistic	125.0000
Instrument rank	58.000000		

1.2.

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/25/13 Time: 22:51
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER1 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK FD*ER1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.294073	0.128970	2.280160	0.0243
ER1	-0.018347	0.003599	-5.097677	0.0000
FD	-0.012205	0.005133	-2.377839	0.0189
IOPW	0.978659	0.012907	75.82640	0.0000
EDU	0.012774	0.010099	1.264879	0.2083
OPEN	0.006175	0.009247	0.667699	0.5056
GOV	0.001539	0.014400	0.106880	0.9151
LACK	-0.017643	0.005210	-3.386383	0.0009
FD*ER1	0.002012	0.000914	2.201709	0.0295

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999939	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999910	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.012876	Sum squared resid	0.020559
Durbin-Watson stat	2.597209	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

Kiểm định Wald:

Wald Test
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.199127	(1, 124)	0.0243
Chi-square	5.199127	1	0.0226

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.294073	0.128970

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	11.46759	(1, 124)	0.0009
Chi-square	11.46759	1	0.0007

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.017643	0.005210

1.3

Dependent Variable: Y
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 03/29/13 Time: 01:54
Sample: 1 4
Periods included: 4
Cross-sections included: 47
Total panel (unbalanced) observations: 182
2SLS instrument weighting matrix
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument list: Y C ER1 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.432814	0.135861	3.185710	0.0018
ER1	-0.010423	0.001057	-9.857693	0.0000
FD	-0.002956	0.004504	-0.656305	0.5128
IOPW	0.968783	0.014061	68.89631	0.0000
EDU	0.001365	0.010760	0.126883	0.8992
OPEN	0.002376	0.009128	0.260302	0.7951
GOV	0.002257	0.014031	0.160863	0.8725
LACK	-0.019580	0.005317	-3.682729	0.0003
CRISIS	-0.008809	0.002882	-3.056213	0.0027

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999941	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999915	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.012572	Sum squared resid	0.019599
Durbin-Watson stat	2.637062	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

1.4

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/26/13 Time: 14:57
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER1 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK FD*ER1 CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.377447	0.138067	2.733799	0.0072
ER1	-0.019333	0.003337	-5.793337	0.0000
FD	-0.009020	0.004931	-1.829223	0.0698
IOPW	0.974224	0.013764	70.78075	0.0000
EDU	0.001326	0.010882	0.121884	0.9032
OPEN	0.003519	0.008872	0.396686	0.6923
GOV	0.001612	0.013150	0.122586	0.9026
LACK	-0.014857	0.005123	-2.900337	0.0044
FD*ER1	0.002270	0.000823	2.758069	0.0067
CRISIS	-0.009383	0.002875	-3.263788	0.0014

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999945	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999919	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.012260	Sum squared resid	0.018488
Durbin-Watson stat	2.617133	J-statistic	123.0000
Instrument rank	60.000000		

Kiểm định Wald

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.473659	(1, 123)	0.0072
Chi-square	7.473659	1	0.0063

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.377447	0.138067

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.411956	(1, 123)	0.0044
Chi-square	8.411956	1	0.0037

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.014857	0.005123

2.1.

Dependent Variable: Y
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 03/29/13 Time: 02:21
Sample: 1 4
Periods included: 4
Cross-sections included: 47
Total panel (unbalanced) observations: 182
2SLS instrument weighting matrix
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument list: Y C ER2 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.343195	0.130817	2.623482	0.0098
ER2	-0.091980	0.014550	-6.321662	0.0000
FD	-0.003468	0.004386	-0.790528	0.4307
IOPW	0.965168	0.014299	67.50075	0.0000
EDU	0.014070	0.010032	1.402528	0.1632
OPEN	0.018618	0.009844	1.891355	0.0609
GOV	0.012707	0.017244	0.736915	0.4626
LACK	-0.028063	0.007054	-3.978158	0.0001

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999933	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999903	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.013423	Sum squared resid	0.022521
Durbin-Watson stat	2.577663	J-statistic	125.0000
Instrument rank	58.000000		

2.2

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 02:22
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER2 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK FD*ER2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.299925	0.132636	2.261268	0.0255
ER2	-0.166945	0.039408	-4.236294	0.0000
FD	-0.006156	0.004837	-1.272877	0.2054
IOPW	0.968344	0.014341	67.52225	0.0000
EDU	0.014627	0.010431	1.402306	0.1633
OPEN	0.021277	0.009841	2.162095	0.0325
GOV	0.015890	0.017824	0.891486	0.3744
LACK	-0.027894	0.007419	-3.759547	0.0003
FD*ER2	0.017802	0.010040	1.773204	0.0786

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.999936	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999906	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.013194	Sum squared resid	0.021585
Durbin-Watson stat	2.594620	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

Kiểm định Wald:

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.113331	(1, 124)	0.0255
Chi-square	5.113331	1	0.0237

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.299925	0.132636

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.13419	(1, 124)	0.0003
Chi-square	14.13419	1	0.0002

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.027894	0.007419

2.3.

Dependent Variable: Y
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 03/29/13 Time: 02:25
Sample: 1 4
Periods included: 4
Cross-sections included: 47
Total panel (unbalanced) observations: 182
2SLS instrument weighting matrix
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument list: Y C ER2 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.378814	0.141935	2.668922	0.0086
ER2	-0.089496	0.014386	-6.221199	0.0000
FD	-0.002209	0.004632	-0.476808	0.6343
IOPW	0.963185	0.014875	64.74994	0.0000
EDU	0.009814	0.011555	0.849272	0.3974
OPEN	0.017692	0.010180	1.737897	0.0847
GOV	0.012179	0.017154	0.709941	0.4791
LACK	-0.027133	0.007186	-3.775728	0.0002
CRISIS	-0.003669	0.002943	-1.246657	0.2149

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999934	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999903	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.013385	Sum squared resid	0.022215
Durbin-Watson stat	2.575694	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

2.4.

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 02:26
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER2 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK FD*ER2 CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.337638	0.143601	2.351226	0.0203
ER2	-0.166868	0.040271	-4.143635	0.0001
FD	-0.004865	0.005008	-0.971327	0.3333
IOPW	0.966272	0.014911	64.80320	0.0000
EDU	0.009957	0.012021	0.828246	0.4091
OPEN	0.020351	0.010131	2.008703	0.0468
GOV	0.015420	0.017754	0.868552	0.3868
LACK	-0.026863	0.007700	-3.488930	0.0007
FD*ER2	0.018434	0.010151	1.816007	0.0718
CRISIS	-0.004044	0.002992	-1.351325	0.1791

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.999937	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999907	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.013133	Sum squared resid	0.021215
Durbin-Watson stat	2.594448	J-statistic	123.0000
Instrument rank	60.000000		

Kiểm định Wald

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.528263	(1, 123)	0.0203
Chi-square	5.528263	1	0.0187

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.337638	0.143601

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.17263	(1, 123)	0.0007
Chi-square	12.17263	1	0.0005

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.026863	0.007700

3.1

Dependent Variable: Y
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 03/29/13 Time: 02:33
Sample: 1 4
Periods included: 4
Cross-sections included: 47
Total panel (unbalanced) observations: 182
2SLS instrument weighting matrix
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument list: Y C ER3 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.372789	0.167008	2.232166	0.0274
ER3	-0.009083	0.024979	-0.363617	0.7168
FD	-0.013116	0.006684	-1.962328	0.0519
IOPW	0.968131	0.018325	52.83247	0.0000
EDU	0.022160	0.012937	1.712993	0.0892
OPEN	0.024998	0.013690	1.826069	0.0702
GOV	-0.005452	0.024387	-0.223555	0.8235
LACK	-0.028425	0.009177	-3.097436	0.0024

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999880	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999826	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.017946	Sum squared resid	0.040258
Durbin-Watson stat	2.785926	J-statistic	125.0000
Instrument rank	58.000000		

3.2

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 02:34
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER3 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK FD*ER3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.871915	0.248209	3.512828	0.0006
ER3	-0.118191	0.040038	-2.952010	0.0038
FD	-0.212143	0.064346	-3.296916	0.0013
IOPW	0.964227	0.017808	54.14697	0.0000
EDU	0.016721	0.011958	1.398253	0.1645
OPEN	0.037139	0.012656	2.934581	0.0040
GOV	-0.003375	0.021445	-0.157388	0.8752
LACK	-0.020723	0.008369	-2.476192	0.0146
FD*ER3	0.041769	0.013505	3.092769	0.0025

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999892	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999842	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.017113	Sum squared resid	0.036313
Durbin-Watson stat	2.752032	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

Kiểm định Wald

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.33996	(1, 124)	0.0006
Chi-square	12.33996	1	0.0004

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.871915	0.248209

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.131525	(1, 124)	0.0146
Chi-square	6.131525	1	0.0133

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.020723	0.008369

3.3

Dependent Variable: Y
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 03/29/13 Time: 02:38
Sample: 1 4
Periods included: 4
Cross-sections included: 47
Total panel (unbalanced) observations: 182
2SLS instrument weighting matrix
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument list: Y C ER3 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.418691	0.164408	2.546657	0.0121
ER3	-0.007961	0.023558	-0.337924	0.7360
FD	-0.006092	0.006594	-0.923956	0.3573
IOPW	0.966468	0.018340	52.69848	0.0000
EDU	0.008618	0.013787	0.625090	0.5331
OPEN	0.019716	0.013708	1.438306	0.1529
GOV	-0.006071	0.021899	-0.277211	0.7821
LACK	-0.022922	0.008819	-2.599086	0.0105
CRISIS	-0.004790	0.001501	-3.191657	0.0018

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999894	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999845	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.016939	Sum squared resid	0.035580
Durbin-Watson stat	2.717786	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

3.4.

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 02:39
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 182
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C ER3 FD IOPW EDU OPEN GOV LACK FD*ER3 CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.895392	0.234430	3.819442	0.0002
ER3	-0.112556	0.038398	-2.931293	0.0040
FD	-0.197059	0.057749	-3.412333	0.0009
IOPW	0.962786	0.017514	54.97351	0.0000
EDU	0.003878	0.012769	0.303686	0.7619
OPEN	0.031533	0.012880	2.448193	0.0158
GOV	-0.004059	0.018963	-0.214053	0.8309
LACK	-0.015734	0.008324	-1.890097	0.0611
FD*ER3	0.040026	0.012124	3.301326	0.0013
CRISIS	-0.004622	0.001330	-3.474658	0.0007

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999905	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999860	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.016120	Sum squared resid	0.031963
Durbin-Watson stat	2.731328	J-statistic	123.0000
Instrument rank	60.000000		

Kiểm định Wald

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.58814	(1, 123)	0.0002
Chi-square	14.58814	1	0.0001

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.895392	0.234430

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.572467	(1, 123)	0.0611
Chi-square	3.572467	1	0.0587

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.015734	0.008324

4.1

Dependent Variable: Y
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 03/29/13 Time: 09:57
Sample: 1 4
Periods included: 4
Cross-sections included: 47
Total panel (unbalanced) observations: 182
2SLS instrument weighting matrix
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument list: Y C TG ER1 FD IOPW EDU OPEN GOV CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.175473	0.141932	1.236322	0.2187
TG	0.040318	0.006094	6.616055	0.0000
ER1	-0.003014	0.001442	-2.089520	0.0387
FD	-0.000940	0.003711	-0.253181	0.8005
IOPW	0.961430	0.011447	83.99305	0.0000
EDU	-0.000250	0.008878	-0.028197	0.9776
OPEN	0.009489	0.007080	1.340270	0.1826
GOV	0.004762	0.013578	0.350710	0.7264
CRISIS	-0.003190	0.000960	-3.324144	0.0012

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999959	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999940	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.010558	Sum squared resid	0.013822
Durbin-Watson stat	2.456326	J-statistic	124.0000
Instrument rank	59.000000		

4.2.

Dependent Variable: Y

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 03/29/13 Time: 03:00

Sample: 1 4

Periods included: 4

Cross-sections included: 47

Total panel (unbalanced) observations: 182

2SLS instrument weighting matrix

White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Instrument list: Y C TG ER1 FD IOPW ER1*TG EDU OPEN GOV CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.114345	0.154903	0.738168	0.4618
TG	0.057970	0.010953	5.292687	0.0000
ER1	0.026968	0.016261	1.658409	0.0998
FD	-0.000893	0.003775	-0.236458	0.8135
IOPW	0.960439	0.011951	80.36299	0.0000
ER1*TG	-0.006633	0.003611	-1.836757	0.0687
EDU	-0.000464	0.008810	-0.052669	0.9581
OPEN	0.008435	0.007304	1.154810	0.2504
GOV	0.002508	0.013685	0.183294	0.8549
CRISIS	-0.003010	0.000932	-3.229830	0.0016

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999960	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999941	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.010447	Sum squared resid	0.013423
Durbin-Watson stat	2.473016	J-statistic	123.0000
Instrument rank	60.000000		

4.3.

Dependent Variable: Y

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 03/29/13 Time: 03:02

Sample: 1 4

Periods included: 4

Cross-sections included: 47

Total panel (unbalanced) observations: 182

2SLS instrument weighting matrix

White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Instrument list: Y C TG ER1 FD IOPW ER1*TG ER1*FD EDU OPEN GOV
CRISIS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058488	0.127833	0.457534	0.6481
TG	0.056281	0.010704	5.257686	0.0000
ER1	0.020716	0.015962	1.297859	0.1968
FD	-0.006780	0.004521	-1.499563	0.1363
IOPW	0.969393	0.009922	97.69676	0.0000
ER1*TG	-0.007102	0.003534	-2.009334	0.0467
ER1*FD	0.002017	0.000862	2.338635	0.0210
EDU	-0.000190	0.009085	-0.020922	0.9833
OPEN	0.007726	0.007167	1.078018	0.2832
GOV	0.002531	0.012075	0.209631	0.8343
CRISIS	-0.003053	0.000916	-3.331710	0.0011

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999963	Mean dependent var	9.998086
Adjusted R-squared	0.999945	S.D. dependent var	1.360053
S.E. of regression	0.010112	Sum squared resid	0.012474
Durbin-Watson stat	2.550149	J-statistic	122.0000
Instrument rank	61.000000		

4.4.

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 03:11
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 158
 2SLS instrument weighting matrix
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank
 Instrument list: Y C TV ER1 FD IOPW OPEN LACK

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.232587	0.099875	2.328789	0.0218
TV	-0.002200	0.000423	-5.204730	0.0000
ER1	0.000120	0.002032	0.059074	0.9530
FD	-0.005305	0.004764	-1.113395	0.2682
IOPW	0.983833	0.012392	79.39457	0.0000
OPEN	0.011100	0.011025	1.006841	0.3164
LACK	-0.012913	0.004993	-2.586139	0.0111

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.999963	Mean dependent var	9.901388
Adjusted R-squared	0.999943	S.D. dependent var	1.399141
S.E. of regression	0.010529	Sum squared resid	0.011307
Durbin-Watson stat	2.646465	J-statistic	102.0000
Instrument rank	57.000000		

4.5

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 03:13
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 158
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C TV ER1 FD IOPW ER1*TV OPEN LACK

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.240293	0.084067	2.858350	0.0052
TV	-0.003177	0.000643	-4.942805	0.0000
ER1	-0.004276	0.003083	-1.387069	0.1685
FD	-0.006113	0.003993	-1.530915	0.1289
IOPW	0.984890	0.010349	95.16951	0.0000
ER1*TV	0.000355	0.000210	1.691214	0.0939
OPEN	0.011940	0.008697	1.372906	0.1728
LACK	-0.015048	0.004746	-3.170942	0.0020

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.999965	Mean dependent var	9.901388
Adjusted R-squared	0.999945	S.D. dependent var	1.399141
S.E. of regression	0.010349	Sum squared resid	0.010818
Durbin-Watson stat	2.682967	J-statistic	101.0000
Instrument rank	58.000000		

4.6

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Generalized Method of Moments
 Date: 03/29/13 Time: 03:13
 Sample: 1 4
 Periods included: 4
 Cross-sections included: 47
 Total panel (unbalanced) observations: 158
 2SLS instrument weighting matrix
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Instrument list: Y C TV ER1 FD IOPW ER1*TV ER1*FD OPEN LACK

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.222566	0.086150	2.583469	0.0112
TV	-0.003156	0.000643	-4.908851	0.0000
ER1	-0.007755	0.004135	-1.875328	0.0637
FD	-0.008486	0.004539	-1.869667	0.0645
IOPW	0.986952	0.010554	93.51520	0.0000
ER1*TV	0.000363	0.000206	1.761839	0.0812
ER1*FD	0.000801	0.000703	1.139085	0.2574
OPEN	0.012203	0.008795	1.387452	0.1684
LACK	-0.013838	0.004588	-3.015936	0.0032

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.999965	Mean dependent var	9.901388
Adjusted R-squared	0.999945	S.D. dependent var	1.399141
S.E. of regression	0.010344	Sum squared resid	0.010701
Durbin-Watson stat	2.625960	J-statistic	100.0000
Instrument rank	59.000000		