

# PHÂN TÍCH THÂM HỤT TÀI KHÓA VÀ THÂM HỤT TÀI KHOẢN VĂNG LAI Ở VIỆT NAM TIẾP CẬN THEO MÔ HÌNH VAR

PGS.TS. SỬ ĐÌNH THÀNH & TS. BÙI THỊ MAI HOÀI\*

*Mối quan hệ giữa tài khoản vãng lai và chính sách tài khóa ở VN từ lâu đã thu hút sự quan tâm của nhiều học giả kinh tế và các nhà hoạch định chính sách, từ nhiều góc độ khác nhau. Chẳng hạn như, có tồn tại mối quan hệ giữa chính sách tài khóa và tài khoản vãng lai như trong giả thuyết thâm hụt kép hay không? Một khi thâm hụt tài khoản vãng lai lớn câu hỏi đặt ra là liệu điều chỉnh chính sách tài khóa có đóng góp gì trong việc giải quyết sự mất cân bằng bên ngoài (External Imbalances) hay không?*

*Các vấn đề liên quan đến thâm hụt tài khoản vãng lai và tài khóa đều có những hàm ý quan trọng đối với chính sách dài hạn có tính sống còn đối với một quốc gia. Thâm hụt tài khoản vãng lai dai dẳng gây nhiều bất lợi cho nền kinh tế bởi liên quan đến việc chuyển giao tài sản ra bên ngoài và gánh nặng nợ áp đặt cho thế hệ tương lai. Thâm hụt tài khóa ngày càng lớn làm cho quốc gia mắc nợ ngày càng cao do phải vay nợ nước ngoài để tài trợ thâm hụt. Vì vậy, bài viết này có ý định khám phá mối quan hệ giữa thâm hụt tài khoản vãng lai và thâm hụt tài khóa ở VN thông qua thực hiện kiểm định quan hệ nhân quả Granger của mô hình tự hồi quy véc tơ (Vector Autoregressive: VAR). Để giúp giải thích mối quan hệ giữa các thâm hụt đó, một véc tơ gồm các biến: lãi suất (R), tỷ giá hối đoái (E) và tổng sản phẩm quốc nội (Y) sẽ được đưa vào trong mô hình phân tích.*

## 1. Tổng quan lý thuyết và mô hình nghiên cứu

### 1.1 Tổng quan lý thuyết

Mối quan hệ nhân quả giữa thâm hụt tài khoản vãng lai và thâm hụt tài khóa có thể được xem xét qua bốn hướng:

**Trước hết**, thâm hụt tài khóa sẽ gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai. Dựa vào mô hình Fleming - Mundell (1963), hiệu ứng của chính sách tài khóa phụ thuộc vào nhiều yếu tố khác nhau, đặc biệt là tỷ giá hối đoái. Trong điều kiện tỷ giá cố định, kích thích tài khóa (chẳng hạn như giảm trừ thuế hoặc trợ cấp) sẽ làm gia tăng thu nhập hoặc giá cả cao hơn và vì thế làm tài khoản vãng lai trở nên xấu đi. Trong điều kiện tỷ giá linh hoạt, sự gia tăng chi tiêu chính phủ sẽ làm dịch chuyển

đường IS lên phía trên và sang phải, sau đó gây ra sức ép gia tăng lãi suất. Điều này ngay lập tức có tác động thu hút dòng vốn quốc tế và kéo theo đồng nội tệ lên giá. Kết quả làm giảm xuất khẩu và tình trạng tài khoản vãng lai cũng trở nên xấu đi. Như vậy, mô hình này hàm ý rằng thâm hụt tài khóa cuối cùng làm mở rộng thâm hụt thương mại quốc tế trong cả chế độ tỷ giá cố định lẫn chế độ tỷ giá linh hoạt, mặc dù cơ chế truyền dẫn có khác nhau. Vamvoukas (1999), Piersanti (2000), và Leachman & Francis (2002) đã tìm thấy đủ những minh chứng để ủng hộ quan điểm này.

**Thứ hai**, không có mối quan hệ giữa thâm hụt tài khoản vãng lai và thâm hụt tài khóa. Giả thuyết này dựa vào định lý tương đương của Ricardo (Barro, R. J, 1989). Bắt đầu với đẳng thức

$Y = C + I + G + X - M$ ; trong đó  $Y$ : thu nhập,  $I$ : đầu tư khu vực tư,  $G$ : chi tiêu chính phủ,  $X$ : xuất khẩu, và  $M$ : nhập khẩu. Xét theo khía cạnh thu nhập,  $Y = C + S + T$ ; trong đó  $S$ : tiết kiệm khu vực tư,  $T$ : thuế. Từ hai phương trình này ta có:  $X - M = (S - I) + (T - G)$ . Nếu gọi  $CA = X - M$  thì:

$$CA = (S - I) + (T - G) \quad (1)$$

Nói khác đi, tài khoản vãng lai bằng tiết kiệm thuần của khu vực tư cộng tiết kiệm thuần của chính phủ. Giả sử, chính phủ gia tăng chi tiêu ( $G$ ) mà không gia tăng thuế ( $T$ ). Nếu công chúng có tầm nhìn xa thì họ sẽ nhận thức được rằng, chính phủ gia tăng vay nợ trong hiện tại thì thuế sẽ gia tăng trong tương lai. Và do vậy, họ sẽ nỗ lực gia tăng tiết kiệm trong hiện tại để bù lại sự giảm đi của thu nhập khả dụng trong tương lai. Kết quả là,  $G$  gia tăng thì  $S$  cũng gia tăng bằng một lượng tương đương. Nghĩa là, chỉ có tiêu dùng  $C$  giảm xuống chứ  $CA$  không thay đổi. Như vậy, có thể kết luận là: thâm hụt tài khóa không gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai. Evans (1989), Enders & Lee (1990), và Kaufmann, Scharler, & Wincler (2002) đã tiến hành kiểm tra mối quan hệ giữa thâm hụt tài khóa và thâm hụt tài khoản vãng lai, và những kết quả nghiên cứu của họ phù hợp với định lý tương đương của Ricardo.

**Thứ ba**, tồn tại mối quan hệ nhân quả theo một hướng duy nhất, đó là: từ thâm hụt tài khoản vãng lai dẫn đến thâm hụt tài khóa. Anoruo & Ramchander (1998) đã phát hiện thâm hụt tài khoản vãng lai dẫn đến thâm hụt tài khóa ở Philippines, Ấn Độ, Indonesia, và Hàn Quốc. Họ đã nhận định rằng chính phủ trong các nền kinh tế đang phát triển đã sử dụng chính sách kích thích tài khóa để làm giảm những hậu quả bất lợi về kinh tế và tài chính do sự mất cân bằng thương mại gây ra. Sự suy giảm kinh tế được gây ra bởi thâm hụt lớn của tài khoản vãng lai không chỉ làm gia tăng chi tiêu ngân sách mà còn làm giảm nguồn thu thuế. Khalid và Theo (1999) đã phát hiện kết quả tương tự ở Pakistan và Indonesia. Các công trình này đã kết luận rằng thâm hụt tài khoản vãng lai kéo dài dẫn đến tăng trưởng kinh tế chậm hơn và vì thế, gia tăng thâm hụt tài khóa. Ngoài ra, sự phát triển của các nền kinh tế có độ mở lớn (trong đó thương mại đóng vai trò quan trọng) bị chi phối nhiều bởi cán cân vãng lai. Các công trình nghiên cứu của Islam (1998) về Brazil, của Kouassi, Mougoue & Kymm (2004) về Hàn Quốc cũng đã ủng hộ lý thuyết này. Nói tóm lại,

đối với các nền kinh tế đang phát triển rất nhiều minh chứng ủng hộ quan điểm: thâm hụt tài khoản vãng lai dẫn đến thâm hụt tài khóa.

**Cuối cùng**, có sự tồn tại quan hệ hai chiều giữa hai thâm hụt, nghĩa là thâm hụt tài khóa dẫn đến thâm hụt tài khoản vãng lai và ngược lại. Các kết quả thực nghiệm của Biswas, Tribedy, & Saunders (1992) cùng Normandin (1999) đã ủng hộ lý thuyết này. Các tác giả này đi đến kết luận rằng trong mối quan hệ qua lại, nếu chỉ sử dụng biện pháp cắt giảm ngân sách sẽ không hiệu quả để giải quyết tình trạng thâm hụt của tài khoản vãng lai. Thực tế, bổ sung thêm chính sách lãi suất, chính sách tỷ giá hối đoái và chính sách thương mại cùng với cắt giảm ngân sách sẽ là lựa chọn tốt hơn trong phân tích mô hình (Ferry Ardiyanto, 2006).

### 1.2 Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng thuyết quan hệ nhân quả của Granger (1969) được dựa trên mô hình VAR. Ý tưởng cơ bản của mô hình là một biến  $X$  có quan hệ Granger với  $Y$  nếu như giá trị quá khứ của biến  $X$  có thể giúp giải thích biến  $Y$ . VAR là sự mở rộng mô hình tự hồi quy trong đó có nhiều biến được nghiên cứu. Mô hình VAR là một hệ phương trình đồng thời. Chẳng hạn, trong hệ phương trình đó có một phương trình mà  $Y_t$  là biến phụ thuộc và  $X_t$  là biến độc lập; còn phương trình kia có  $X_t$  là biến phụ thuộc và  $Y_t$  lại là biến độc lập. Mỗi phương trình sử dụng thời kỳ trễ của các biến giải thích (biến độc lập). Hơn nữa, để giúp giải thích quan hệ nhân quả giữa hai thâm hụt, cần quan tâm đến véc tơ biến kiểm soát gồm lãi suất, tỷ giá hối đoái và GDP. Đưa các biến tiền tệ vào mô hình nhằm xem xét hiệu ứng truyền dẫn của các biến này như được phân tích trong mô hình Fleming - Mundell (1963).

Vậy, một cách chính thức mô hình có thể xác định như sau:

$$(FD/Y)_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i L^i (FD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \beta_i L^i (CA/Y)_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i L^i X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(CA/Y)_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i L^i (CA/Y)_t + \sum_{i=1}^n \beta_i L^i (FD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i L^i X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó:

$FD/Y$  là tỷ lệ thâm hụt tài khóa so với GDP;

$CA/Y$  là tỷ lệ thâm hụt tài khoản vãng lai so với GDP;

$L^i$  là toán tử dịch chuyển lùi/trễ (Lag Operator) ở mỗi thời đoạn  $i$ ;

$X$  là véc tơ biến kiểm soát: lãi suất ( $R$ ), tỷ giá

hối đoái (E) và GDP.

**1.3 Giả thuyết của mô hình nghiên cứu**

Dựa vào phương trình (2) và (3), các giả thuyết của mô hình ( $H_0$ ) được miêu tả như sau:

$$\beta_1 = \dots = \beta_t = 0 \text{ cho mỗi phương trình}$$

Với giả thuyết  $H_0$ , thâm hụt tài khoản vãng lai không gây ra thâm hụt tài khóa trong phương trình hồi quy (2); và thâm hụt tài khóa không gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai trong phương trình hồi quy (3).

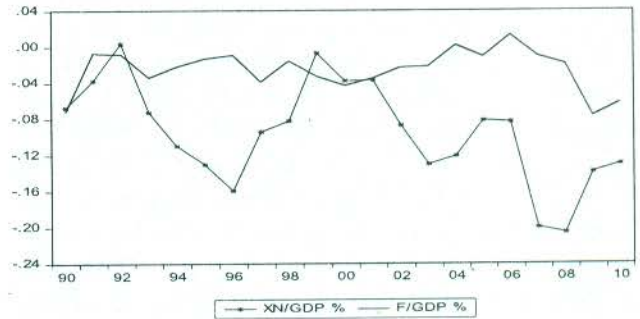
**2. Giới thiệu tình hình thực tiễn VN**

**2.1 Khuynh hướng thay đổi thâm hụt tài khóa và thâm hụt tài khoản vãng lai của VN**

Khuynh hướng vận động của thâm hụt tài khóa và thâm hụt tài khoản thương mại của VN từ năm 1990 đến 2010 được thể hiện ở Hình 1. Bước vào giai đoạn đầu của thời kỳ đổi mới kinh tế, Chính phủ VN đã đẩy mạnh cải cách tài chính công (gồm cải cách thuế và quản lý chi tiêu công) nhằm tăng cường kỷ luật tài khóa. Nhờ đó, tình hình ngân sách nhà nước có cải thiện so với giai đoạn trước đổi mới (1986-1990); bội chi ngân sách kiểm soát được ở mức 3% GDP. Nguồn bù đắp bội chi chủ yếu vay nợ trong và ngoài nước; không còn phát hành tiền để cân đối ngân sách. Tuy nhiên, sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 1997, Chính phủ đã thực thi chính sách kích thích kinh tế để kích cầu trong nước, thu hẹp sự sụt giảm sản lượng quốc dân và hỗ trợ xuất khẩu; trong đó có những thay đổi cơ bản của chính sách tài khóa như: giảm mức huy động nguồn thu thuế thông qua chương trình cải cách thuế bước 2 và 3; đặc biệt gia tăng thâm hụt tài khóa nhằm gia tăng đầu tư công để kích thích và tái cấu trúc kinh tế. Hình 1 cho thấy từ năm 1998-2002, thâm hụt ngân sách gia tăng nhanh, đặc biệt năm 2000 lên tới 4,3% GDP. Sự phục hồi kinh tế ở những năm sau đó đã giúp cho Chính phủ kiểm soát bội chi ngân sách tốt hơn, đưa mức bội chi xuống thấp. Giai đoạn 2003-2007, bội chi ngân sách được giữ ở mức bình quân 1% GDP, thậm chí có những năm đạt thặng dư ngân sách (0,2% năm 2004; 1,3% năm 2006). Rủi thay, cuộc khủng hoảng 2008 xảy ra, thâm hụt ngân sách VN tăng vọt đạt mức kỷ lục trong vòng 20 năm qua, chiếm đến 7,7% GDP (năm 2009).

Trên một khía cạnh khác, tài khoản vãng lai của VN luôn luôn bị âm trong giai đoạn 1990-1998 mà nguyên nhân chính là do thâm hụt thương mại

lớn trong giai đoạn này. Thế nhưng đến giai đoạn 1999-2001, tài khoản vãng lai thặng dư liên tục ba năm liền. Thặng dư đạt ở mức cao (4% GDP) vào năm 1999 và 2000, sau đó giảm xuống còn 2% GDP năm 2001. Tuy nhiên, từ 2002 cho đến nay, tài khoản vãng lai liên tục thâm hụt. Năm 2007, VN chính thức gia nhập vào WTO, các hàng rào thuế quan của VN đã được tháo dỡ dần nhằm đáp ứng yêu cầu của WTO và đẩy mạnh tự do hóa đa phương ở mức cao hơn. Kim ngạch xuất, nhập khẩu trong 4 năm 2007-2010 bình quân tăng hơn 30%/năm so với năm 2006. Mặc dù vậy, mức thâm hụt tài khoản thương mại ngày càng lớn, năm 2009 lên đến 14% GDP.



**Hình 1. Khuynh hướng thay đổi thâm hụt tài khóa và thâm hụt tài khoản thương mại**

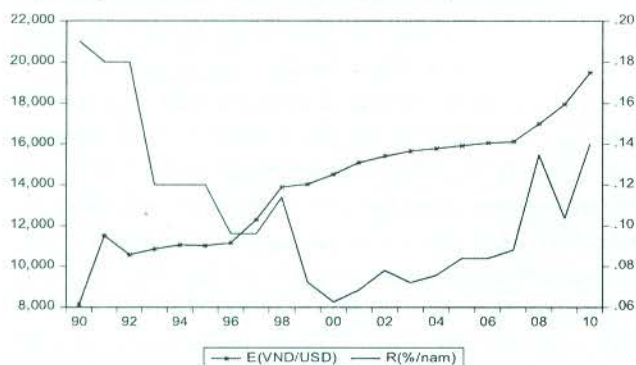
Nguồn: ADB (2010), Key Indicators for Asia and the Pacific (2010).

**2.2. Khuynh hướng vận động của tỷ giá hối đoái và lãi suất**

Hình 2 phản ánh khuynh hướng vận động của tỷ giá hối đoái và lãi suất. Như được minh họa trong đồ thị, giai đoạn 1991-1996 tỷ giá hối đoái được giữ ở mức khá ổn định, khoảng 11.000 VND/USD. Điều này cho thấy Chính phủ thực hiện điều hành chế độ tỷ giá cố định trong giai đoạn này. Tuy nhiên, kể từ sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 1997, Chính phủ liên tục điều chỉnh tỷ giá hối đoái. Từ năm 1998 đến năm 2000, đồng nội tệ mất giá so với USD gần 30%, từ 11.149 VND/USD năm 1997 đến 14.514 VND/USD năm 2000. Đến giai đoạn 2001-2007, với sự phục hồi kinh tế, tỷ giá hối đoái được duy trì ổn định ở mức 15.403-16.054 VND/USD. Thế nhưng, sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008, tỷ giá hối đoái biến động theo hướng đồng nội tệ giảm giá mạnh.

Để đối phó với tình trạng lạm phát cao vào những năm cuối của thập kỷ 80, lãi suất thị

trường trong giai đoạn này tăng rất cao (gần 208%/năm). Sang những năm 1990, sau khi đã kiểm soát được nạn siêu lạm phát, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) dần dần hạ thấp lãi suất để phục hồi kinh tế; đến năm 1995, lãi suất thị trường được hạ xuống ở mức 1 con số (9%/năm). Do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính năm 1997, lãi suất tăng lên 11,4%/năm (1998). Những năm sau đó, lãi suất được hạ xuống và duy trì ở mức 7-8%/năm từ năm 1999-2007. Thế nhưng, đến năm 2008 do tác động của khủng hoảng tài chính toàn cầu, lãi suất thị trường biến động mạnh. Năm 2010, lãi suất tiền gửi tăng lên 14%/năm. Sự giảm lãi suất được đóng góp chủ yếu từ nỗ lực đổi mới cơ chế điều hành chính sách tiền tệ của NHNN. Từ năm 1990 đến năm 1998, khuôn khổ vận hành chính sách tiền tệ của NHNN tập trung vào kiểm soát tiền tệ bằng các công cụ trực tiếp như là trần tín dụng, khung và trần lãi suất. Từ năm 1999 đến nay, với việc thực thi chính sách tự do hóa tài chính, NHNN đã loại bỏ khung, trần lãi suất và thực hiện cơ chế lãi suất thỏa thuận.



Hình 2. Khuyênh hướng vận động lãi suất tiền gửi (R) và tỷ giá hối đoái (R)

Nguồn: ADB (2010), Key Indicators for Asia and the Pacific (2010).

**3. Dữ liệu và kiểm định mô hình nghiên cứu**

**3.1 Dữ liệu nghiên cứu**

Nghiên cứu này bao quát từ năm 1990 đến năm 2010. Nhóm nghiên cứu thu thập dữ liệu giai đoạn 1990-2009 từ nguồn của ADB trong ấn phẩm “Key Indicators for Asia and the Pacific 2010”. Dựa vào Bảng phụ lục thống kê cho từng quốc gia, tác giả thu thập các dữ liệu về VN, gồm: (i) thâm hụt tài khóa (tính theo % GDP), thâm hụt tài khoản thương mại (tính theo % GDP), (ii) lãi suất (tính theo lãi suất tiền gửi/năm), (iii) tỷ giá hối đoái (VND/USD), và GDP hàng năm (tính theo giá

hiện hành); riêng thâm hụt ngoại thương, tác giả thu thập dữ liệu về kim ngạch xuất khẩu (tính theo giá FOB), kim ngạch nhập khẩu (tính theo giá CIF) đơn vị là USD, sau đó tính ra mức thâm hụt thương mại và chia cho GDP đã được quy đổi đơn vị USD. Hơn nữa, do ấn phẩm này chỉ công bố dữ liệu của VN đến năm 2009, cho nên chúng tôi phải thu thập thêm dữ liệu năm 2010 dựa vào các báo cáo ước tính của Bộ Kế hoạch & Đầu tư. Dữ liệu để chạy mô hình nghiên cứu được tổng hợp ở Bảng 1 dưới đây.

Bảng 1. Dữ liệu để chạy mô hình nghiên cứu

Năm	CA (%/GDP)	FD (% GDP)	Y (tỷ VND)	R (%)	E (VND/USD)
1990	-6,70%	-7,20%	41.955	19,00%	6.482
1991	-3,80%	-0,70%	76.707	18,00%	10.037
1992	0,40%	-0,80%	110.532	18,00%	11.202
1993	-7,30%	-3,40%	140.258	12,00%	10.641
1994	-11,00%	-2,20%	178.534	12,00%	10.965
1995	-13,00%	-1,30%	228.892	12,00%	11.038
1996	-15,90%	-0,90%	272.036	9,60%	11.032
1997	-9,40%	-3,90%	313.623	8,40%	11.683
1998	-8,20%	-1,60%	361.016	9,60%	13.268
1999	-0,70%	-3,30%	399.942	5,40%	13.943
2000	-3,80%	-4,30%	441.646	4,80%	14.167
2001	-3,70%	-3,50%	481.295	6,24%	14.725
2002	-8,70%	-2,30%	535.762	7,44%	15.279
2003	-13,00%	-2,20%	613.443	6,48%	15.509
2004	-12,10%	0,20%	715.307	6,96%	15.746
2005	-8,20%	-1,10%	839.211	7,80%	15.858
2006	-8,30%	1,30%	974.264	7,80%	15.994
2007	-20,00%	-1,00%	1.143.715	8,19%	16.105
2008	-20,60%	-1,90%	1.485.038	13,34%	16.302
2009	-13,90%	-7,70%	1.658.389	10,15%	17.065
2010*	-13,00%	-6,20%	1.934.850	14,00%	18.932

Ghi chú: \*Ước tính của Bộ Kế hoạch & Đầu tư.

Nguồn: ADB, “Key Indicators for Asia and the Pacific 2010

**3.2. Kiểm định mô hình nghiên cứu**

**3.2.1 Kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test)**

Trước khi thực hiện kiểm định mô hình VAR, bằng việc sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian, yêu cầu

phải tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị hoặc kiểm định tính dừng (Stationary Test) của chuỗi thời gian bởi vì ước lượng VAR chỉ thích hợp trong trường hợp ở đó tất cả các biến trong mô hình là có tính dừng. Kiểm định Augmented Dickey - Fuller (ADF) được triển khai để kiểm định chuỗi dừng cho tất cả các biến với giả thuyết sau:

$H_0: \rho = 0 \Rightarrow$  kết luận: có nghiệm đơn vị hoặc chuỗi không dừng;

$H_1: \rho < 0 \Rightarrow$  kết luận: chuỗi không có nghiệm đơn vị hoặc chuỗi dừng.

Tiêu chí quan trọng đó là nếu thống kê t - stat (được tính toán trong mô hình) đối với  $\rho$  có giá trị âm lớn hơn 5% giá trị tra Bảng DF trong kiểm định Augmented Dickey - Fuller thì giả thuyết  $H_0$  bị bác bỏ hoặc biến có tính dừng hoặc không có nghiệm đơn vị. Ngược lại, thì biến có nghiệm đơn vị. Từ mô hình nghiên cứu, kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho các biến FD, CA, R, E và Y như sau:

**Bảng 2. Kết quả kiểm định đơn vị đối với các biến gốc**

Biến	Độ trễ	t- stat đối với $\rho$	5% giá trị tra bảng	Kết luận
CA	1	-3,27	-3,00	Không có nghiệm đơn vị
FD	0	-4,11	-3,00	Không có nghiệm đơn vị
R	0	-2,32	-3,00	Có nghiệm đơn vị
E	1	-0,89	-3,00	Có nghiệm đơn vị
Y	1	7,70	-3,00	Có nghiệm đơn vị

Kết quả Bảng 2 cho thấy, FD và CA không có nghiệm đơn vị trong khi đó R, E và Y có nghiệm đơn vị. Vì thế cần thiết phải chuyển sang nghiên cứu chuỗi sai phân bằng cách chuyển hóa các biến này thành sai phân phần trăm. Cụ thể như sau:

$$DR = dlog (R)$$

$$DE = dlog (E)$$

$$DY = dlog (Y)$$

**Bảng 3. Kết quả kiểm định đơn vị đối với sai phân các biến**

Biến	Độ trễ	t- stat đối với $\rho$	5% giá trị tra bảng	Kết luận
DR	0	-4,80	-3,00	Không có nghiệm đơn vị
DE	0	-4,55	-3,00	Không có nghiệm đơn vị
DY	0	-6,26	-3,00	Không có nghiệm đơn vị

Bảng 3 cho thấy kiểm định nghiệm đơn vị cho mỗi biến sau khi thực hiện sai phân. Kết quả là không có biến nào có nghiệm đơn vị. Nghĩa là, tất cả các biến đều là chuỗi dừng.

### 3.2.2 Tiêu thức lựa chọn chiều dài độ trễ của mô hình VAR

Có nhiều phương pháp để quyết định chiều dài độ trễ khi chạy mô hình VAR. Trên cơ sở dữ liệu CA, FD,  $dlog(R)$ ,  $dlog(E)$ ,  $dlog(Y)$ , chúng tôi đi tìm cấu trúc và chiều dài độ trễ của mô hình VAR. Kết quả thực nghiệm được minh họa trong Bảng 4. Dựa vào Bảng 4, chúng ta thấy có bốn tiêu chí đề nghị lựa chọn thứ tự độ trễ 2, đó là: (1) lỗi dự báo cuối cùng (FPE: Final prediction error); (2) tiêu chí thông tin Akaike (AIC: Akaike information criterion); (3) tiêu chí thông tin Schwarz (SC: Schwarz information criterion) và (4) tiêu chí thông tin Hannan - Quinn (HQ: Hannan-Quinn information criterion). Không có tiêu chí nào đề nghị độ trễ 0 và chỉ có một phương pháp đề nghị độ trễ 1 (LR). Vì thế độ trễ 2 được lựa chọn để ước lượng mô hình VAR và kiểm định nhân quả Granger.

### 3.2.3 Kết quả ước lượng mô hình VAR

Từ các biến nội sinh CA, FD, DE, DR, DY và chiều dài độ trễ là 2, chúng tôi thực hiện ước lượng mô hình VAR; sau đó tiến hành kiểm định nhân quả Granger. Kết quả kiểm định được tóm tắt trong Bảng 5.

**Bảng 4. Lựa chọn chiều dài độ trễ**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: XN F DE DR DY						
Exogenous variables: C						
Date: 02/19/11 Time: 22:04						
Sample: 1990-2010						
Included observations: 18						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	134,0675	NA	4,07e-13	-14,34084	-14,09351	-14,30673
1	171,9728	50,54031*	1,11e-13	-15,77475	-14,29080	-15,57013
2	218,3124	36,04195	2,45e-14*	-18,14582*	-15,42524*	-17,77069*
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

**Bảng 5. Tóm tắt kết quả ước lượng VAR và kiểm định Granger**

Biến phụ thuộc	Biến độc lập (biến giải thích)	Dấu	VAR (2)
			Nhân quả Granger?
FD	CA	+	Không
	DE	-	Không
	DR	+	Không
	DY	+	Không
CA	FD	-	<b>Có</b>
	DE	+	Không
	DR	-	Không
	DY	+	<b>Có</b>

Từ Bảng 5, có thể kết luận rằng: giả thuyết thâm hụt tài khóa không gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai là bị bác bỏ, nghĩa là thâm hụt tài khóa có gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai. Ngược lại, giả thuyết mà trong đó thâm hụt tài khoản vãng lai không gây ra thâm hụt tài khóa là không bị bác bỏ. Hơn nữa, cũng có thể kết luận rằng sự thay đổi của GDP gây biến đổi trực tiếp đến thâm hụt cán cân vãng lai. Trong khi đó lãi suất và tỷ giá hối đoái không có quan hệ nhân quả Granger với thâm hụt tài khóa và thâm hụt tài khoản vãng lai.

#### 4. Kết luận và hàm ý chính sách

##### 4.1 Kết luận

Nghiên cứu này kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa thâm hụt tài khóa và thâm hụt tài khoản vãng lai tại VN. Nhân quả Granger được dựa vào ước lượng VAR cho thấy thâm hụt tài khóa gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai nhưng không có chiều ngược lại. Kết quả nghiên cứu phù hợp với sự đánh giá của mô hình Fleming - Mundell (1963) và các nghiên cứu của Vamvoukas (1999), Piersanti (2000), và Leachman & Francis (2002). Tuy nhiên, có điểm khác biệt là, tác giả cho rằng kết quả nghiên cứu này không phát hiện hiệu ứng của các biến tiền tệ lên thâm hụt tài khoản vãng lai của VN.

Kết quả này có lẽ rất có ý nghĩa khi đóng góp vào việc tìm ra giải pháp trong thực tế mà hiện tại Chính phủ VN rất quan tâm đó là: làm thế nào để khắc phục sự thâm hụt dai dẳng của tài khoản vãng lai. Như vậy, dựa theo kết quả kiểm định có thể gợi ý: các điều chỉnh về chính sách tài khóa như cắt giảm chi tiêu cộng và giảm bội chi ngân sách có tác động đến kiểm soát thâm hụt tài khoản vãng lai của VN. Thêm vào phát hiện chính (thâm hụt tài khóa gây ra thâm hụt vãng lai), nghiên cứu này còn xác định một số biến kinh tế

vĩ mô cùng tham gia gây tác động đến cả hai thâm hụt. Trong số các biến kinh tế vĩ mô (như: lãi suất, tỷ giá hối đoái và GDP (Y)) được đưa vào mô hình VAR, kết quả cho thấy, lãi suất và tỷ giá hối đoái không gây ra hai thâm hụt; nhưng dường như sự thay đổi biến GDP như: gia tăng thu nhập, tiêu dùng gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai.

## 4.2 Hàm ý chính sách

Từ kết quả nghiên cứu, chúng tôi đưa ra một vài khuyến nghị nhằm cải thiện điều hành chính sách vĩ mô của VN:

(1) Kết quả nghiên cứu cho thấy khắc phục thâm hụt tài khoản vãng lai không thể đạt được trừ khi chính sách tài khóa kiểm soát được bội chi ngân sách. Chính sách tài khóa hướng đến giảm thâm hụt tài khoản vãng lai yêu cầu cần nhận thức lại vai trò của đầu tư công trong quá trình chuyển đổi nền kinh tế ở VN. Đó là đầu tư công phải góp phần cải thiện năng lực cạnh tranh của quốc gia. Thay vì đầu tư theo bề rộng, dàn trải, Chính phủ nên tập trung vào hoàn thiện và đưa vào sử dụng hệ thống cơ sở hạ tầng tại các vùng trọng điểm; xây dựng cơ sở hạ tầng kết nối giữa các vùng; và xây dựng hệ thống cơ sở hạ tầng quan trọng nhằm tạo sự phát triển hiệu quả, đồng bộ, giảm thiểu chênh lệch và khoảng cách giữa các vùng.

Với nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đổ vào VN mạnh thời gian qua cũng như sự phát triển của khu vực tư nhân, đây là lúc thích hợp để Chính phủ điều chỉnh cơ cấu đầu tư công. Sự rút vốn ra khỏi những lĩnh vực không cần thiết sẽ giúp Chính phủ có điều kiện tập trung hoạch định những vấn đề vĩ mô, đầu tư vào các cơ sở hạ tầng trọng điểm, giúp hình thành cơ cấu đầu tư có lợi cho tăng trưởng, có năng lực thích nghi với sự biến động của kinh tế thế giới.

(2) Kết quả kiểm định cho thấy thâm hụt tài khóa gây ra thâm hụt tài khoản vãng lai không có nghĩa là chỉ cần nỗ lực kiểm soát thâm hụt tài khóa là cắt giảm được thâm hụt tài khoản vãng lai mà Chính phủ cần xem các biến ngoại sinh khác gây ra thâm hụt vãng lai. Bởi vì, kết quả kiểm định cũng cho thấy GDP có quan hệ với thâm hụt tài khoản vãng lai, điều này gợi lên khuyến nghị gia tăng tiêu dùng biên của hàng

hóa nhập khẩu theo thu nhập ở VN. Hành vi và sở thích người VN có xu hướng nghiêng về tiêu dùng hàng ngoại nhập. Theo kết quả điều tra của American Group - Grey Group trong 16 quốc gia của châu Á, hơn 77% người tiêu dùng VN thích các sản phẩm có nhãn hiệu nước ngoài trong khi trung bình số người thích hàng hóa nước ngoài trong các nước châu Á là 40%. Do vậy, hàng hóa nội địa đã và đang bị đẩy dần ra khỏi kênh phối của thị trường. Ở khâu sản xuất, gần 80% các yếu tố đầu vào (nguyên vật liệu) của các mặt hàng may mặc, linh kiện điện tử... cũng đều nhập khẩu từ Trung Quốc. Kết quả là, như đánh giá của Viện Kinh tế VN (2010), VN liên tục nhập siêu và hiện 90% nhập siêu của VN là từ Trung Quốc [1]. Nguyên nhân sâu xa chính là kinh tế VN bắt nguồn từ nền sản xuất nhỏ lẻ manh mún, thiếu vắng hẳn ngành nghiên cứu và công nghiệp phụ trợ. Tình trạng này kéo dài trong nhiều thập kỷ và hiện vẫn chưa có gì thay đổi tương ứng với thời đại công nghiệp hóa cũng như nhu cầu tiêu thụ gia tăng nhanh chóng ở trong nước.

(3) Trong phạm vi dữ liệu nghiên cứu có được, kết quả kiểm định cho thấy quan hệ nhân quả giữa các biến số tiền tệ (tỷ giá hối đoái và lãi suất) với thâm hụt thương mại không có ý nghĩa thống kê. Điều này gợi lên hàm ý, nếu như Chính phủ thực hiện điều chỉnh tỷ giá hối đoái chỉ vì mục đích cải thiện cán cân thương mại thì có lẽ đó chưa phải là giải pháp tốt. Việc giảm giá đồng nội tệ không những không cải thiện được cán cân thương mại mà còn gây ra bất ổn tiền tệ và lạm phát. Trên tất cả, mục tiêu chính của chính sách tiền tệ là nên tập trung vào ổn định tiền tệ và lạm phát. Cần phải có sự phối hợp giữa chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ, đồng thời cần thấy rõ hiệu ứng tác động của mỗi chính sách trong việc kiểm soát cán cân vãng lai thì mới đạt hiệu quả mong đợi ■

## CHÚ THÍCH

[1] <http://nld.com.vn/20100813121035868P0C1014/90-nhap-sieu-cua-vn-la-tu-trung-quoc.htm>. Truy cập ngày 13/08/2010

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. ADB (2010), *Key Indicators for Asia and the Pacific*, [http://adb.org/Documents/Books/Key\\_Indicators/2](http://adb.org/Documents/Books/Key_Indicators/2)

010/default.asp

2. Ali Abbas, Jacques Bouhga-Hagbe, Antonio J. Fatás, Paolo Mauro, and Ricardo C. Velloso (2010), *Fiscal Policy and the Current Account*, International Monetary Fund.
3. Anoruo, E., & Ramchander, S. (1998), *Exports and Economic Performance: Evidence from Mexico*, Working Paper, Mankato State University.
4. Barro, R. J. (1989), "The Ricardian Approach to Budget Deficits", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 2, Spring, 37-54.
5. Biswas, B., Tribedy, G., & Saunders, P. (1992), "Further Analysis of the Twin Deficits", *Contemporary Policy Issues*, 10, 104-108.
6. Enders, W., & Lee, B. S. (1990), "Current Account and Budget Deficits Twins or Distant Cousins", *Review of Economics and Statistics*, 72(3), 373-381.
7. Evans, P. (1989), "Do Large Deficits Produce High Interest Rates", *American Economic Review*, March, 68-87.
8. Ferry Ardiyanto (2006), *Analysis of Current Account Deficits and Fiscal Deficits in Indonesia: A VAR Approach*, <http://www.bppk.depkeu.go.id/index.php/2008032151/jurnal-keuangan-publik/analysis-of-current-account-deficits-and-fiscal-deficits.html>, Truy cập ngày 15/02/2011
9. Fleming, J.M.(1963), *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*, IMF Staff Papers, November 1962 and Mundell, R., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rate", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, November 1963.
10. Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*.
11. Islam, M. F. (1998), "Brazil's Twin Deficits: An Empirical Examination", *Atlantic Economic Journal*, 26, 121-128.
12. Kaufmann, S., Scharler, J., & Wincler, G. (2002), "The Austrian Current Account Deficit: Driven by Twin Deficits or by Intertemporal Expenditure Allocation?", *Empirical Economics*, 27, 529-542.
13. Khalid, A.M, & Theo, W. G. (1999), "Causality Tests of Budget and Current Account Performance: International Evidence of Twin Deficits", *Empirical Economics*, 24, 389-402.
14. Kouassi, E., Mougoue, M., & Kymm, K. O. (2004), "Causality Tests of the Relationship between the twin deficits", *Empirical Economics*, 29, 503-525.
15. Leachman, L. L., & Francis, B. (1993), "Twin Deficits: Apparition or Reality?", *Applied Economics*, 34, 1121-1132.
16. Normandin, M. (1999), "Budget Deficits Persistence and the Twin Deficit Hypothesis", *Journal of International Economics*, 49, 171-193.
17. Obstfeld, M. and K. Rogoff, 1995, "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy*, 103, 624-660.
18. Piersanti, G. (2000), "Current Account Dynamics and Expected Future Budget Deficits: Some International Evidence", *Journal of International Money and Finance*, 19, 255-171.
19. Vamvoukas, G.A. (1999), "The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece", *Applied Economics*, 31, 1093-1100.

