

# MỐI QUAN HỆ GIỮA CHÍNH SÁCH TÀI KHÓA, CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ VÀ ĐẦU TƯ TƯ NHÂN TẠI VIỆT NAM

Lê Thanh Tùng\*

Ngày nhận: 17/01/2014

Ngày nhận bản sửa: 16/4/2014

Ngày duyệt đăng: 20/6/2014

## Tóm tắt:

*Bài viết sử dụng mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy – ARDL (Autoregressive Distributed Lag) nhằm nghiên cứu, làm rõ hơn về mối quan hệ giữa chính sách tài khóa - tiền tệ và đầu tư tư nhân tại Việt Nam trong thời gian qua. Kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp giữa các công cụ của hai chính sách và đầu tư tư nhân. Trong đó, thuế có quan hệ âm với đầu tư tư nhân cả trong ngắn hạn và dài hạn, chi tiêu ngân sách quan hệ âm trong ngắn hạn, cung tiền quan hệ dương trong cả ngắn hạn và dài hạn. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và đầu tư tư nhân tại Việt Nam.*

**Từ khóa:** Đầu tư tư nhân, chính sách tài khóa, chính sách tiền tệ, ARDL

## 1. Giới thiệu

Tại hầu hết các quốc gia xây dựng nền kinh tế theo mô hình kinh tế thị trường thì khu vực kinh tế tư nhân nói chung và vốn đầu tư tư nhân nói riêng đóng vai trò đặc biệt quan trọng trong việc duy trì tăng trưởng kinh tế và phát triển bền vững xã hội. Bên cạnh đó, các chính phủ thường sử dụng các chính sách kinh tế vĩ mô như chính sách tài khóa, chính sách tiền tệ để điều tiết nền kinh tế khi cơ chế thị trường gặp trục trặc hoặc các nhà hoạch định chính sách mong muốn có được một sự đột phá mạnh mẽ hơn nữa trong tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên ngược lại với kỳ vọng, trong nhiều trường hợp các chính sách vĩ mô nếu được hoạch định, thực hiện không hợp lý lại là nguyên nhân gây ra những bất ổn kinh tế vĩ mô, dẫn đến sự sụt giảm của đầu tư tư nhân và cuối cùng làm tốc độ tăng trưởng kinh tế chậm lại, thậm chí đẩy nền kinh tế rơi vào suy thoái kéo dài.

Mục tiêu của bài viết là nghiên cứu, làm rõ các vấn đề sau: (i) Chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ tại Việt Nam thời gian qua đã có tác động như thế nào đến đầu tư tư nhân? và (ii) Tác động của các chính sách vĩ mô quan trọng này theo hướng thúc đẩy (quan hệ dương) hay ngược lại kìm hãm (quan hệ âm) sự gia tăng đầu tư tư nhân? cũng như (iii) Mức độ tác động này như thế nào trong ngắn hạn và dài hạn? Trên cơ sở những phát hiện từ kết quả

nghiên cứu, bài viết cũng đưa ra một số khuyến nghị tới các cơ quan chức năng về phương hướng điều hành chính sách trong thời gian tới.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Chính sách tài khóa thực hiện chủ yếu dựa trên hai công cụ là thuế và chi tiêu ngân sách, trong khi đó sự thay đổi cung tiền và tỷ giá hối đoái được xem như các công cụ của chính sách tiền tệ (N.Gregory Mankiw, 2007). Chính sách tài khóa mở rộng được thực hiện theo nguyên tắc giảm thuế và tăng chi tiêu ngân sách, ngược lại nếu các biện pháp tăng thuế và giảm chi tiêu ngân sách được áp dụng thì đây là một chính sách tài khóa thu hẹp. Việc Chính phủ tăng cung tiền được gọi là một chính sách tiền tệ mở rộng đang được thực hiện, tuy nhiên nếu biện pháp giảm cung tiền đang triển khai thì đây lại là một chính sách tiền tệ thu hẹp (William J. Baumol & Alan S. Blinder, 2008).

Một số kết quả nghiên cứu đã cho thấy chi tiêu ngân sách tăng (chính sách tài khóa mở rộng) có tác động kích thích đầu tư tư nhân tăng lên (Atesoglu, 2004; Rahila Munir & cộng sự, 2010). Bên cạnh đó, một số kết quả nghiên cứu khác cũng cho thấy đầu tư công (được hiểu như thành phần quan trọng của chính sách tài khóa) có quan hệ tỷ lệ thuận (tác động kích thích) với đầu tư tư nhân (Pablo Acosta & Andrés Loza, 2005; Lutfi & Randall, 2006). Tuy



nhiên, một số nghiên cứu lại cho thấy kết quả ngược lại khi chính sách tài khóa mở rộng được thực hiện quá mức (chi tiêu chính phủ quá lớn), gây ra thâm hụt ngân sách thì lại tạo hiệu ứng kim hãm đầu tư tư nhân (Goher Fatima & cộng sự, 2011; Isaac & Samwel, 2012), hoặc chèn ép đầu tư tư nhân (Mehdi & Hyeonseung, 1998; James B. Ang, 2008; Takao Fujii & cộng sự, 2013), hay thậm chí còn kim hãm tăng trưởng kinh tế (Anvar & Mohammad, 2010; Rabia Nazir & cộng sự, 2013).

Về phía chính sách tiền tệ thì nhìn chung kết quả nghiên cứu thực nghiệm đều cho thấy cung tiền có quan hệ dương với đầu tư tư nhân. Điều này có nghĩa việc thực hiện chính sách tiền tệ mở rộng sẽ tác dụng kích thích làm tăng đầu tư tư nhân (Mohsen & Abbas, 2011; Onouorah & cộng sự, 2011; Tobias & Mambo, 2012; Abdulbaset & cộng sự, 2013). Bên cạnh đó, một số nghiên cứu cho thấy tỷ giá hối đoái có tác động âm đến đầu tư tư nhân (Bhandari & Upadhyaya, 2010; Heidari & Pourvaladi, 2011; Mahdi & Masood, 2011). Tuy nhiên, nghiên cứu của Darby J & cộng sự (1999) lại cho thấy kết quả tỷ giá hối đoái vừa có tác động dương hoặc ngược lại tác động âm đến đầu tư tư nhân, trong đó nghiên cứu tìm ra yếu tố quyết định khuynh hướng tác động chính là những đặc thù của nền kinh tế. Cũng cần lưu ý nếu chính sách tiền tệ mở rộng quá mức (tăng cung tiền quá nhiều hoặc liên tục điều chỉnh tăng tỷ giá hối đoái) có thể sẽ dẫn đến nguy cơ lạm phát tăng lên, gây ra bất ổn vĩ mô kéo theo việc thực hiện các chính sách vĩ mô thất bại và cuối cùng lại làm đầu tư tư nhân sụt giảm (Quan V. Le, 2004; Abdul Qayyum, 2006).

Như vậy, rõ ràng khuynh hướng tác động của chính sách tài khóa và tiền tệ đến đầu tư tư nhân phụ thuộc nhiều vào: (1) “liều lượng” của bản thân các chính sách này và (2) những đặc thù của từng nền kinh tế. Các kết quả nghiên cứu dường như đã cho thấy khi chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ được thực hiện với mức độ hợp lý thì sẽ có tác động kích thích sự gia tăng của đầu tư khu vực tư nhân. Tuy nhiên, nếu các chính sách này bị lạm dụng quá mức thì sẽ xảy ra tác dụng ngược, tác động theo hướng kim hãm sự gia tăng của đầu tư tư nhân. Trong phần tiếp theo, bài viết sẽ trình bày các bước phân tích định lượng bằng mô hình ARDL để làm rõ tác động của chính sách tài khóa và tiền tệ đến đầu tư tư nhân của Việt Nam trong thời gian qua.

### 3. Phương pháp và số liệu dùng cho nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu trong bài viết xây dựng theo

hướng tiếp cận đồng tích hợp được đề xuất bởi Perasan (Perasan & cộng sự, 2001) là mô hình độ trễ phân phối tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag: ARDL). Tính ưu việt của mô hình ARDL thể hiện trên hai khía cạnh chủ yếu: (i) mô hình ARDL rất phù hợp để phân tích quan hệ đồng tích hợp trong trường hợp mẫu nghiên cứu có số lượng quan sát hạn chế (cỡ mẫu nhỏ) và (ii) mô hình ARDL sử dụng được ngay cả trong trường hợp các biến không dừng (nonstationary) hoặc hỗn hợp cả biến dừng và không dừng (stationary and nonstationary). Từ đó, ARDL được coi là một phương pháp mạnh trong nghiên cứu mối quan hệ đồng tích hợp của các chuỗi thời gian (time series).

Theo phương pháp tiếp cận ARDL thì mô hình liên kết đồng tích hợp tổng quát giữa hai biến  $y$  và  $x$  được mô tả như sau:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{5i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dựa trên khung lý thuyết của N.Gregory Mankiw (2007) thì việc nghiên cứu mối quan hệ giữa chính sách tài khóa - tiền tệ và đầu tư tư nhân tại Việt Nam được thực hiện thông qua phân tích sự biến động của đầu tư tư nhân (Private investment – PINV) khi có sự thay đổi của các công cụ chính sách bao gồm: thuế (TAX), chi tiêu ngân sách (Government expenditure – GE), cung tiền (Money supply – M) và tỷ giá hối đoái danh nghĩa (Exchange rate – EXCH). Tất cả các chuỗi số liệu này khi đưa vào mô hình ARDL đều được chuyển sang dạng logarit cơ số tự nhiên. Như vậy, mô hình ARDL tổng quát cho nghiên cứu quan hệ chính sách tài khóa-tiền tệ và đầu tư tư nhân của Việt Nam được trình bày như sau:

$$\begin{aligned} \Delta LPINV_t = & \theta_0 + \delta_1 LPINV_{t-1} + \delta_2 LTAX_{t-1} + \\ & \delta_3 LGE_{t-1} + \delta_4 LM_{t-1} + \delta_5 LEXCH_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_{1i} \Delta LPINV_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^k \lambda_{2i} \Delta LTAX_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_{3i} \Delta LGE_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_{4i} \Delta LM_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^k \lambda_{5i} \Delta EXCH_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$



Thủ tục của mô hình ARDL gồm hai bước (xem Perasan và cộng sự, 2001). Đầu tiên là sử dụng các chỉ tiêu AIC (Akaike Information Criterion) và SBC (Schwarz Bayesian Information Criterion) để lựa chọn bậc trễ cho mô hình ARDL. Kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các biến của mô hình ARDL bằng việc sử dụng kiểm định Wald (F-statistics) để kiểm định cặp giả thuyết:  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$  và  $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$ . Nếu giá trị thống kê F vượt qua giá trị tới hạn trên của bảng phân phối F-stat do Perasan và cộng sự (2011) phát triển thì giả thuyết  $H_0$  bị bác bỏ, đồng nghĩa với việc tồn tại quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình. Trường hợp giá trị thống kê F nằm dưới giá trị tới hạn dưới của bảng phân phối F thì không thể bác bỏ giả thuyết  $H_0$ . Cuối cùng, nếu giá trị thống kê F nằm giữa giá trị tới hạn dưới và trên thì không thể kết luận về mối quan hệ giữa các biến.

Tiếp theo, nếu quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các biến đã được khẳng định qua kiểm định Wald thì các hệ số hồi quy dài hạn sẽ được ước lượng theo độ trễ đã lựa chọn của mô hình ARDL. Sau khi xác định các hệ số hồi quy dài hạn, quan hệ ngắn hạn giữa các biến cũng được ước lượng với mô hình hiệu chỉnh sai số (Error correction model: ECM) như sau:

$$\begin{aligned} \Delta LPINV_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \lambda_{1i} \Delta LPINV_{t-1} + \sum_{i=0}^k \lambda_{2i} \Delta LTAX_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^k \lambda_{3i} \Delta LGE_{t-1} + \sum_{i=0}^k \lambda_{4i} \Delta LM_{t-1} + \sum_{i=0}^k \lambda_{5i} \Delta EXCH_{t-1} \\ & + \psi ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (3)$$

Trong đó, phần hiệu chỉnh sai số ECM được xác định theo công thức dưới đây:

$$\begin{aligned} ECM_t = & LPINV_t - \alpha_1 - \sum_{i=1}^k \delta_{1i} LPINV_{t-1} - \\ & \sum_{i=0}^k \delta_{2i} LTAX_{t-1} - \sum_{i=0}^k \delta_{3i} LGE_{t-1} - \sum_{i=0}^k \delta_{4i} LM_{t-1} \\ & - \sum_{i=0}^k \delta_{5i} EXCH_{t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

Để thực hiện các mục tiêu nghiên cứu, bài viết sử dụng số liệu theo quý trong giai đoạn từ quý I/2004 đến hết quý II/2013, như vậy có số lượng quan sát  $n=38$ . Tất cả các số liệu (ngoại trừ tỷ giá hối đoái) trước khi đưa vào tính toán đều được điều chỉnh theo giá so sánh năm 1994. Trong đó, số liệu vốn đầu tư tư nhân (PINV) có nguồn từ Tổng cục thống kê, đơn vị tính là nghìn tỷ đồng; Số liệu thuế (TAX) và chi tiêu ngân sách (GE) có nguồn từ Bộ Tài chính, đơn vị tính là nghìn tỷ đồng; Số liệu về cung tiền (M) là số liệu  $M_2$  có nguồn từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, đơn vị tính là nghìn tỷ đồng. Số liệu tỷ giá hối đoái (EXCH) sử dụng là tỷ giá hối đoái danh nghĩa của Việt Nam đồng và đô la Mỹ có nguồn Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Tất cả số liệu của các biến trên khi đưa vào mô hình ARDL đều được chuyển sang dạng logarit cơ số tự nhiên. Kết quả thống kê mô tả các biến sử dụng trong nghiên cứu như bảng 1.

#### 4. Kết quả nghiên cứu

Để thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị (Uni root test) đối với các biến trong mô hình (2), nghiên cứu sử dụng tiêu chuẩn kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller) và PP (Phillip Perron). Kết quả (bảng 2) cho thấy biến LGE là chuỗi dừng  $I(0)$  theo tiêu chuẩn ADF với ý nghĩa 1%, tuy nhiên với tiêu chuẩn PP thì biến LGE, LPINV và LGE là chuỗi dừng  $I(0)$  với ý nghĩa 1%, còn lại tất cả các biến đều

**Bảng 1: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong nghiên cứu**

Chỉ tiêu thống kê	LPINV*	LTAX**	LGE**	LM***	LEXCH***
Giá trị trung bình	2,741789	3,392421	3,468474	6,087289	9,773689
Giá trị trung vị	2,794500	3,421000	3,519500	6,130000	9,725500
Giá trị lớn nhất	3,862000	3,982000	4,340000	6,849000	9,966000
Giá trị nhỏ nhất	1,864000	2,619000	1,889000	5,106000	9,662000
Độ lệch chuẩn	0,476216	0,294909	0,469109	0,421222	0,112294
Xác suất	0,698965	0,361688	0,003193	0,470037	0,082589
Số quan sát	38	38	38	38	38

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của Tổng cục thống kê\*, Bộ Tài chính\*\*, Ngân hàng Nhà nước\*\*\*



**Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị**

Tên biến	Tiêu chuẩn ADF		Tiêu chuẩn PP	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
LPINV	-1.958142	-10.18134***	-5.779049***	-25.11460***
LTAX	-0.946811	-4,111077***	-3.949681***	-16,74797***
LGE	-5.460188***	-5.038822***	-5.448524***	-31.42632***
LM	-1.762416	-7.992045***	-1.613523	-8.632548***
LEXCH	0.771706	-5.259971***	0.742280	-5.259971***

Ghi chú: ký hiệu \*\*\*, \*\*, \* là chuỗi dừng tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu nghiên cứu

không dừng. Khi tiến hành kiểm định đối với sai phân bậc nhất thì kết quả lại cho thấy tất cả các chuỗi thời gian này là chuỗi dừng sai phân bậc nhất I(1) với ý nghĩa 1% với cả tiêu chuẩn ADF và PP.

Tiếp theo, áp dụng cách tiếp cận của Perasan và cộng sự (2001) chúng tôi thực hiện lựa chọn độ trễ cho mô hình (2) dựa vào các tiêu chí AIC (Akaike Info Criterion) và SBC (Schwarz Bayesia Criterion). Trên cơ sở các tiêu chí này thì độ trễ tối ưu cho mô hình nghiên cứu được xác định là ARDL (1,1,1,0,0). Kết quả ước lượng mô hình ARDL được trình bày ở bảng 3.

Phần tiếp theo, chúng tôi thực hiện kiểm định chuẩn đoán hiện tượng đa cộng tuyến của mô hình ARDL (1,1,1,0,0) thông qua việc kiểm tra các nhân tố phóng đại phương sai (Variance Inflation Factors: VIFs) của các biến trong mô hình. Theo đó, nếu các giá trị VIF thu được đều nhỏ hơn 10 thì có thể bác bỏ giả thuyết mô hình bị đa cộng tuyến (Hair & cộng sự, 2006). Kết quả tính toán (bảng 4) cho thấy tất cả các biến giải thích đều có giá trị VIF từ 1,789 đến 4,056 (nhỏ hơn 5) và đủ cơ sở để kết luận mô hình ARDL (1,1,1,0,0) không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Sau đó, tiếp tục là các kiểm định chuẩn đoán về

**Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình ARDL (1,1,1,0,0)**

Biến phụ thuộc: LPINV				
Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	9,940648	8,281317	1,200370	0,2391
LPINV(-1)	-0,081813	0,156808	-0,521741	0,6056
LTAX(-1)	-0,526511	0,300527	-1,751962	0,0897
LGE(-1)	-0,124348	0,158197	-0,786031	0,4378
LM	1,353405	0,282008	4,799170	0,0000
LEXCH	-1,331125	1,001240	-1,329476	0,1934
R <sup>2</sup>	0,542344	Tiêu chuẩn Akaike		0,797739
R <sup>2</sup> điều chỉnh	0,468529	Tiêu chuẩn Schwarz		1,058969
Thống kê F	7,347302	Tiêu chuẩn Hannan-Quinn		0,889835
Xác suất (thống kê F)	0,000122	Thống kê Durbin-Watson		2,133039

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu nghiên cứu

**Bảng 4: Kết quả tính các nhân tố phóng đại phương sai VIF**

Các nhân tố phóng đại phương sai		
Biến	Hệ số phương sai	VIF
C	68,58021	NA
LPINV(-1)	0,024589	1,826004
LTAX(-1)	0,090316	2,509159
LGE(-1)	0,025026	1,789380
LM	0,079529	3,952480
LEXCH	1,002482	4,056471

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu nghiên cứu



**Bảng 5: Kết quả các kiểm định chuẩn đoán**

STT	Kết quả kiểm định	Kết luận
1	Normality test (Jarque-Bera=2,491769 [0,287686])	Phần dư có phân phối chuẩn
2	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: $\chi^2=1,211800$ [0,2710]	Không có tự tương quan
3	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey: $\chi^2=2,137222$ [0,8299]	Phương sai sai số không đổi
4	Ramsey Reset Test: $F(2,29) = 0,512211$ [0,6045]	Mô hình định dạng đúng

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu

tính tin cậy của mô hình hồi quy cũng được thực hiện, gồm có: Normality test (kiểm tra phân phối chuẩn của phần dư), Lagrange multiplier (LM) test (kiểm tra tự tương quan), Heteroskedasticity test (kiểm tra phương sai sai số thay đổi), Ramsey Reset test (kiểm tra sai dạng mô hình). Các kết quả kiểm định đều cho thấy mô hình ARDL (1,1,1,0,0) được lựa chọn đáp ứng tất cả các điều kiện cơ bản của kinh tế lượng, đảm bảo tính tin cậy của kết quả ước lượng ngắn hạn và dài hạn từ mô hình.

Bước tiếp theo, thực hiện kiểm định Wald tính được giá trị thống kê  $F = 8,417325$ . Sau đó giá trị thống kê  $F$  này tiếp tục sử dụng để kiểm định quan hệ đồng tích hợp với tiêu chuẩn của Perasan & cộng sự (2001). Kết quả cho thấy giả thuyết  $H_0: d_1 = d_2 = d_3 = d_4 = d_5 = 0$  bị bác bỏ với mức ý nghĩa thống kê 1% và đủ cơ sở để kết luận giữa các biến trong mô

hình (2) có tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn.

Sau khi kết quả kiểm định Wald đã khẳng định chắc chắn tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn, chúng tôi tiếp tục thực hiện ước lượng các hệ số hồi quy để xác định cụ thể về quan hệ trong dài hạn giữa các biến. Kết quả ước lượng các hệ số dài hạn và các kiểm định chuẩn đoán về sự phù hợp của mô hình được trình bày ở bảng 7. Trong đó, các kiểm định chuẩn đoán đã cho thấy các điều kiện cơ bản của kinh tế lượng về độ tin cậy của kết quả hồi quy đều được đảm bảo.

Đặc thù của mô hình tuyến tính dạng loga là các hệ số hồi quy thu được chính là độ co giãn của biến phụ thuộc theo các biến giải thích với đơn vị tính là %. Từ đó kết quả ước lượng mô hình ARDL(1,1,1,0,0) đã cho thấy trong dài hạn thuế có

**Bảng 6: Kiểm định quan hệ đồng tích hợp**

Thống kê F 8,417325	90%		95%		99%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Giá trị tới hạn (Critical value)	4,04	4,78	4,94	5,73	6,84	7,84

Nguồn: Table CI (iii) Case III: Unrestricted intercept and no trend (Perasan & cộng sự, 2001)

**Bảng 7: Kết quả ước lượng các hệ số dài hạn**

Biến phụ thuộc: LPINV				
Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	9,301981	8,096673	1,148865	0,2591
LTAX(-1)	-0,592570	0,269436	-2,199294	0,0352
LGE(-1)	-0,143673	0,152040	-0,944964	0,3518
LM	1,328529	0,274770	4,835067	0,0000
LEXCH	-1,243431	0,975743	-1,274343	0,2117
$R^2$	0,538326	Tiêu chuẩn Akaike		0,752427
$R^2$ điều chỉnh	0,480616	Tiêu chuẩn Schwarz		0,970119
Thống kê F	9,328229	Tiêu chuẩn Hannan-Quinn		0,829174
Xác suất (thống kê F)	0,000041	Thống kê Durbin-Watson		2,189410
Normality test (Jarque-Bera=3,761177 [0,152500])				
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: $\chi^2=0,632378$ [0,4265]				
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey: $\chi^2=0,840170$ [0,9330]				
Ramsey Reset Test: $F(2,30)=0,646828$ [0,5309]				

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu nghiên cứu



**Bảng 8: Ước lượng các hệ số ngắn hạn sử dụng hiệu chỉnh sai số ECM**

Biến phụ thuộc: $\Delta LPINV$				
Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	-0,014150	0,062858	-0,225110	0,8236
$\Delta LPINV(-1)$	0,294326	0,140224	2,098968	0,0453
$\Delta LTAX$	0,203649	0,331664	0,614021	0,5443
$\Delta LTAX(-1)$	-0,908764	0,249613	-3,640686	0,0011
$\Delta LGE$	-0,026108	0,116313	-0,224460	0,8241
$\Delta LGE(-1)$	-0,260193	0,113807	-2,286271	0,0303
$\Delta LM2$	1,108905	0,589001	1,882687	0,0706
$\Delta LEXCH$	2,961947	3,518732	0,841765	0,4073
ECM(-1)	-1,332170	0,220062	-6,053621	0,0000
$R^2$	0,841688	Tiêu chuẩn Akaike		0,640607
$R^2$ điều chỉnh	0,794781	Tiêu chuẩn Schwarz		1,036486
Thống kê F	17,94367	Tiêu chuẩn Hannan-Quinn		0,778779
Xác suất (thống kê F)	0,000000	Thống kê Durbin-Watson		2,172161
Normality test (Jarque-Bera=1,134403 [0,567110])				
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: $\chi^2=3,937133$ [0,1397]				
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey: $\chi^2=7,713490$ [0,4619]				
Ramsey Reset Test: $F(2,25)= 1,335336$ [0,2812]				

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu nghiên cứu

quan hệ âm với đầu tư tư nhân với ý nghĩa thống kê 5%, theo đó nếu thuế tăng 1% thì đầu tư tư nhân sẽ giảm 0,59%. Bên cạnh đó, cung tiền có quan hệ dương với đầu tư tư nhân với ý nghĩa thống kê 1%, nếu cung tiền tăng 1% thì đầu tư tư nhân sẽ tăng 1,32%. Cuối cùng, kết quả cũng cho thấy biến động của tỷ giá hối đoái và chi tiêu ngân sách không có quan hệ với đầu tư tư nhân trong dài hạn.

Phần tiếp theo của bài viết trình bày kết quả ước lượng mô hình (3) để xác định mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến. Trong đó, phần sai số hiệu chỉnh (ECM) sử dụng trong mô hình (3) là phần sai số thu được từ kết quả ước lượng các hệ số dài hạn, ECM tính theo công thức (4). Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn và các kiểm định chuẩn đoán về sự phù hợp của mô hình được trình bày ở bảng 8. Các kiểm định chuẩn đoán tiếp tục cho thấy các điều kiện cơ bản của kinh tế lượng tiếp tục vẫn được thỏa mãn, đảm bảo tính tin cậy của kết quả hồi quy.

Kết quả ước lượng mô hình (3) cho thấy trong ngắn hạn thuế có quan hệ âm với đầu tư tư nhân với ý nghĩa thống kê 1%; chi tiêu ngân sách có quan hệ âm với đầu tư tư nhân với ý nghĩa thống kê 5%; cung tiền có quan hệ dương với đầu tư tư nhân với ý nghĩa thống kê 10%. Bên cạnh đó, đầu tư tư nhân thời kỳ trước cũng có quan hệ dương với đầu tư tư nhân thời kỳ này với ý nghĩa thống kê 5%. Tuy nhiên, tỷ giá hối đoái không quan hệ với đầu tư tư nhân trong ngắn hạn. Hệ số của phần sai số hiệu chỉnh ( $ECM_{t-1}$ )

là -1,33 với ý nghĩa thống kê 1% cho thấy tốc độ điều chỉnh từ ngắn hạn về cân bằng dài hạn là rất mạnh sau khi có các cú sốc chính sách tác động. Kết quả hồi quy cũng cho thấy mô hình ECM đã giải thích được 84,16% sự biến động trong ngắn hạn của đầu tư tư nhân trong thời kỳ nghiên cứu.

Để kiểm định sự ổn định của mô hình ECM, bài viết sử dụng các tiêu chuẩn kiểm định CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals test) và CUSUMSQ (Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals test). Kết quả kiểm định cho thấy đồ thị của các giá trị thống kê CUSUM và CUSUMSQ đều nằm trọn hoàn toàn trong khoảng các giá trị tới hạn trên và dưới với mức ý nghĩa 5% (hình 1). Kết quả cũng hàm ý rằng tất cả các hệ số hồi quy ngắn hạn của mô hình ARDL (1,1,1,0,0) đều ổn định, đảm bảo tính tin cậy của mô hình.

### 5. Kết luận và khuyến nghị

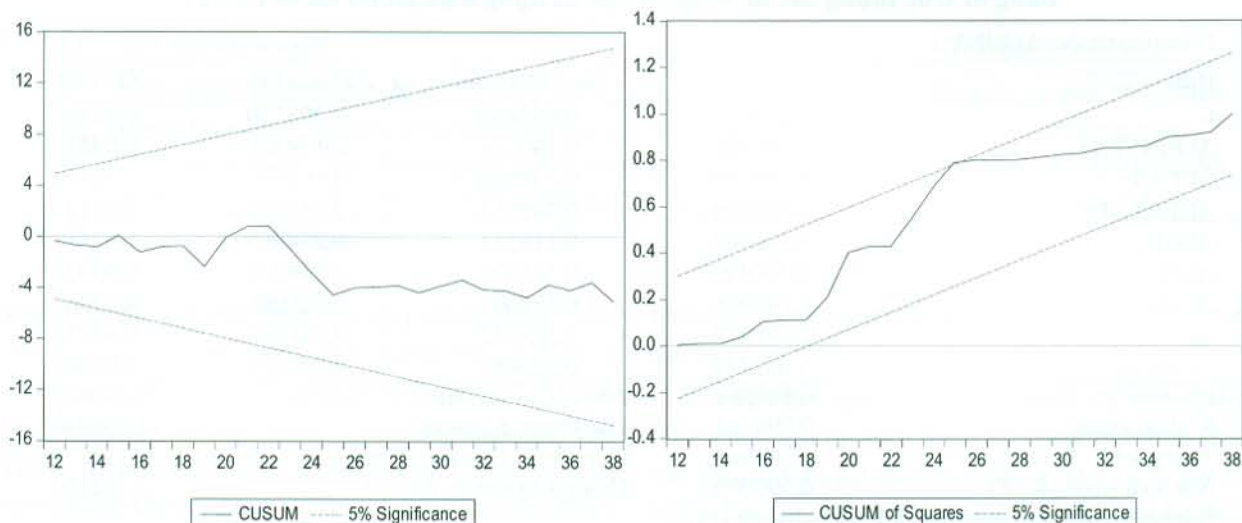
Với việc sử dụng mô hình ARDL nghiên cứu mối quan hệ giữa chính sách tài khóa, chính sách tiền tệ và đầu tư tư nhân của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2013 đã cho thấy một số phát hiện đáng lưu ý như sau:

*Thứ nhất:* về các công cụ của chính sách tài khóa thì thuế có quan hệ âm với đầu tư tư nhân trong cả ngắn hạn và dài hạn; chi tiêu ngân sách có quan hệ âm đến đầu tư tư nhân trong ngắn hạn.

*Thứ hai:* về chính sách tiền tệ thì cung tiền có



**Hình 1: Đồ thị giá trị thống kê CUSUM và CUSUMSQ**



*Nguồn:* Tính toán của tác giả từ số liệu nghiên cứu

quan hệ dương với đầu tư tư nhân trong cả ngắn hạn và dài hạn. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu chưa tìm thấy sự tồn tại của mối quan hệ giữa biến động tỷ giá hối đoái và đầu tư tư nhân trong cả ngắn hạn và dài hạn.

Từ kết quả nghiên cứu, chúng tôi đề xuất với các cơ quan chức năng về phương hướng điều hành hai chính sách quan trọng này trong thời gian như sau:

*Đối với chính sách tài khóa:* Bên cạnh mức giảm trừ gia cảnh đã được nâng lên đối với thuế thu nhập cá nhân thì trong giai đoạn tới Nhà nước nên nghiên cứu khả năng giảm thuế thu nhập doanh nghiệp đang được thảo luận thời gian qua (giảm từ mức 25% xuống trong mức 23%, 20%), nếu được thì cần triển khai việc giảm thuế càng sớm càng tốt. Bên cạnh đó cũng cần lưu ý là hiện tại Việt Nam đang có tỷ lệ thu ngân sách từ thuế khá cao. Theo số liệu của Ngân hàng phát triển Châu Á (ADB, 2013) trong giai đoạn 2006-2012 tỷ lệ thu thuế/GDP trung bình của Việt Nam ở mức 21,5%, đây là tỷ lệ cao hơn rõ rệt khi so sánh với nhiều quốc gia trong khu vực Đông Nam Á khác trong cùng thời kỳ, cụ thể như Indonesia chỉ là 11,9%; Singapore 11,3%; Philippines 12,9%; Malaysia 14,8% và Thái Lan 14,9%. Thậm chí tỷ lệ thu thuế/GDP của Việt Nam (21,5%) còn cao hơn cả các nước có mật bằng kinh tế xã hội được cho là phát triển chậm hơn như Campuchia (11,9%) hoặc Lào (12,7%).

Với tỷ lệ huy động từ thuế vào ngân sách của Việt Nam cao vượt trội so với các quốc gia trong khu vực thời gian gần đây cho thấy việc nghiên cứu giảm

thuế nhằm thúc đẩy khu vực kinh tế tư nhân là cần thiết. Kết quả nghiên cứu đã chỉ rõ việc giảm thuế có tác động dương lên đầu tư tư nhân (theo kết quả nghiên cứu nếu thu thuế giảm 1% thì đầu tư tư nhân sẽ tăng 0,59%), qua đó đóng vai trò thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong cả ngắn hạn và dài hạn. Bên cạnh đó, trong thời gian tới các cơ quan chức năng cần đẩy mạnh tái cấu trúc chi tiêu công theo hướng nâng cao tính hiệu quả của chi tiêu ngân sách và tăng cường cơ chế giám sát để giảm thất thoát, lãng phí, đẩy lùi tham nhũng từ các khoản chi tiêu ngân sách (kết quả nghiên cứu đã cho thấy chi ngân sách tăng sẽ kéo giảm đầu tư tư nhân). Đẩy mạnh quá trình cổ phần hóa khu vực doanh nghiệp nhà nước để giảm áp lực chi tiêu ngân sách, từ đó tạo thêm dư địa cho việc nghiên cứu giảm thuế.

*Đối với chính sách tiền tệ:* Theo kết quả nghiên cứu thì việc thực hiện chính sách tiền tệ thắt chặt kéo dài trong thời gian từ nửa sau năm 2010 đến nay để kiềm chế lạm phát đã góp phần làm sụt giảm đầu tư tư nhân trong cả ngắn hạn và dài hạn (cụ thể nếu cung tiền giảm 1% thì đầu tư tư nhân sẽ giảm 1,32% trong dài hạn). Do đó thời gian tới các cơ quan chức năng nên thực hiện việc gia tăng cung tiền một cách thận trọng, qua đó vừa thực hiện mục tiêu kiềm chế lạm phát ở mức vừa phải (7%/năm) nhưng vẫn kích thích đầu tư tư nhân gia tăng. Tiếp tục triển khai thực hiện mục tiêu kéo giảm mật bằng lãi suất cho vay xuống từ 1-2% trong năm 2014 để đẩy mạnh cung ứng vốn cho doanh nghiệp. Mặc dù kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ giá hối đoái không tác động trực tiếp đến đầu tư tư nhân, tuy nhiên trong



giai đoạn tới các cơ quan chức năng cần tiếp tục triển khai thực hiện chính sách giữ ổn định tỷ giá hối đoái như giai đoạn từ năm 2011-2013 nhằm ổn định vĩ mô, tránh rủi ro lạm phát tăng do tăng tỷ giá. □

#### Tài liệu tham khảo:

- Abdul Qayyum (2006), 'Money, inflation and growth in Pakistan', *The Pakistan Development Review*, Vol 42, No 2, pp. 203 – 212.
- Abdulbaset M. Hamuda; Veronika Šulíková; Vladimír Gazda; Denis Horváth (2013), 'ARDL Investment model of Tunisia', *Theoretical and Applied Economics*, Vol 18, No 2 (579), pp. 57-68.
- ADB [Asian Development Bank] (2013), *Key Indicators for Asia and the Pacific 2013 (Table 7.2: Tax Revenue)*, Manila, Philippines.
- Anvar Khosravi & Mohammad Sharif Karimi (2010), 'To investigation the relationship between monetary, fiscal policy and economic growth in Iran: Autoregressive distributed lag approach to cointegration', *American Journal of Applied Sciences*, Vol 7, No 3, pp. 415-419.
- Atesoglu, H.S (2004), 'Defence spending and the Investment in the United States', *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol 27, No 1, pp. 163-169.
- Bhandari R., Upadhyaya K. P. (2010), 'Panel data evidence of the impact of exchange rate uncertainty on private investment in South-East Asia', *Applied Economics*, Vol 42, No 1, pp. 57-61.
- Darby J., Hallett A. H., Ireland J., Piscitelli L. (1999), 'The impact of exchange rate uncertainty on the level of investment', *Economic Journal*, Vol 109, No 454, pp. 55-67.
- Goher Fatima, Ather Maqsood Ahmed and Wali Ur Rehman (2011), 'Fiscal deficit and economic growth: An analysis of Pakistan's economy', *International Journal of Trade, Economics and Finance*, Vol 2, No 6, pp. 501-504.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, P., Black, W. (2006), *Multivariate Data Analysis*, 6<sup>th</sup> edition, Prentice Hall, USA.
- Heidari H., Pourvaladi S. M. H. (2011), 'Reinvestigating the relationship between exchange rate uncertainty and private investment in Iran: An application of bounds test approach to level relationship', *African Journal of Business Management*, Vol 5, No 15, pp. 186-194.
- Isaac M.K., & Samwel K. C. (2012), 'Effects of fiscal policy on private investment and economic growth in Kenya', *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol 3, No 7, pp. 8-16.
- James B. Ang (2008), 'What are the mechanisms linking financial development and economic growth in Malaysia?', *Economic Modelling*, Volume 25, Issue 1, pp. 38-53.
- Lutfi Erden, & Randall G. Holcombe (2006), 'The linkage between public and private investment: A co-integration analysis of a panel of developing countries', *Eastern Economic Journal*, Vol 32, No 3, pp. 479-492.
- Mahdi Safdari, Masood Soleymani (2011), 'The relation between Exchange rate uncertainty and Investment in Some Sub-Saharan African countries', *Global Review of Accounting and Finance*, Vol 2, No 2, pp. 12-26.
- Mehdi S. Monadjemi, & Hyeonseung Huh (1998), 'Private and government investment: A study of three OECD countries', *International Economic Journal*, Vol 12, No 2, pp. 94-104.
- Mohsen Mehrara & Abbas Rezazadeh Karsalari (2011), 'The nonlinear relationship between private investment and real interest rates based on dynamic threshold panel: the case of developing countries', *Journal of Money, Investment and Banking*, Issue 21, pp. 32-42.
- N.Gregory Mankiw (2007), *Principles of macroeconomics (4<sup>th</sup>-edition)*, Thomson South-Western, USA.
- Onouorah Chichi Anastasia, Shaib Ismail Omade, Oyathelemi Edwin, Ohiokhia Izien (2011), 'The impact of monetary policy on micro-economy and private investment in Nigeria', *Research Journal of Finance and Accounting*, Vol 2, No 6, pp. 65-75.
- Pablo Acosta & Andrés Loza (2005), 'Short and long run determinants of Private investment in Argentina', *Journal*



*of Applied Economics*, Vol 8, No 2, pp. 389-406.

Perasan, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), 'Bounds testing Approaches to the Analysis of Level Relationships', *Journal of Applied Econometrics*, Vol 16, Issue 3, pp. 289-326.

Quan V. Le (2004), 'Political and economic determinants of private investment', *Journal of International Development*, Vol 16, Issue 4, pp. 589-604.

Rabia Nazir, Mumtaz Anwar, Mamoona Irshad, Ayza Shoukat (2013), 'Does fiscal policy matter for growth ? Empirical evidence from Parkistan', *International Journal of Economics and Finance*, Vol 5, No 3, pp. 205-212.

Rahila Munir, Redmat Ullah Awan, Zakir Hussain (2010), 'Investment, savings, interest rate and Bank credit to the Private Sector Nexus in Pakistan', *International Journal of Marketing Studies*, Vol 2, No 1, pp. 140-146.

Takao Fujii, Kazuki Hiraga, Masafumi Kozuka (2013), 'Effects of public investment on sectoral private investment: A factor augmented VAR approach', *Journal of The Japanese and International Economics*, Vol 27, pp. 35-47.

Tobias Olweny, Mambo Chilwe (2012), 'The effect of monetary policy on private sector investment in Kenya', *Journal of Applied Finance & Banking*, Vol 2, No 2, pp. 240-287.

William J. Baumol, & Alan S. Blinder (2008), *Macroeconomics Principles and Policy*, Thomson South-Western, USA.

## **The relationship between fiscal policy, monetary policy and private investment in Vietnam**

*Abstract:*

*This paper uses ARDL model (Autoregressive Distributed Lag) to study and clarify the relationship between fiscal-monetary policy and private investment in Vietnam in recent years. The results show that the relationship between tax and private investment is negative in the short-term and long-term; the relationship between government expenditure and private investment is negative in the short-term; and the relationship between money supply and private investment is positive in both the short term and long term. Besides, the exchange rate has no relation with private investment in Vietnam.*

---

### **Thông tin tác giả:**

**\*Lê Thanh Tùng, Tiến sĩ kinh tế**

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Quản trị kinh doanh – Trường Đại học Tôn Đức Thắng

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế học, phân tích chính sách kinh tế, quan hệ kinh tế quốc tế

- Một số tạp chí tiêu biểu đã từng đăng tải công trình nghiên cứu: Tạp chí Nghiên cứu kinh tế, Tạp chí Kinh tế và Dự báo, Tạp chí Nghiên cứu phát triển, Tạp chí Tài chính, Tạp chí Thị trường, Tài chính tiền tệ, Tạp chí Lao động và Xã hội.

- Thông tin liên lạc: Địa chỉ email: lethanhtung@tdt.edu.vn