

VẤN ĐỀ CƠ CẤU VÀ KHÔNG GIAN CỦA LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM

NGÔ QUANG THÀNH*

1. Giới thiệu

Lạm phát đang là chủ đề nóng ở VN. Theo các lý thuyết lạm phát và diễn biến kinh tế, có thể kể ra một số nguyên nhân của lạm phát như: cung tiền tăng liên tục và ở mức cao, do cầu kéo, chi phí đẩy, do quán tính của lạm phát, hoặc sự kết hợp cả cầu kéo và chi phí đẩy, và tình trạng đô la hóa của nền kinh tế. Bên cạnh những nguyên nhân trên, còn phải kể đến các nguyên nhân thuộc về cơ cấu của nền kinh tế và mô hình tăng trưởng kinh tế như: (1) Mô hình tăng trưởng theo đuổi mục tiêu tăng trưởng cao, dựa mạnh vào vốn đầu tư, trong đó, trụ cột là đầu tư nhà nước; tăng trưởng dựa mạnh vào khai thác tài nguyên và lao động trình độ thấp: hiệu quả thấp, giá trị gia tăng thấp, năng suất thấp; (2) Cơ chế “ngân sách mềm”, gây thâm hụt lớn và kéo dài (Trần Đình Thiên, 2010).

Hầu hết các nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến của lạm phát ở VN hoặc (a) thiếu sự định lượng hoặc (b) chỉ tập trung vào các yếu tố mang tính chất chức năng như đã kể trên và (c) thiếu một sự quan tâm thích đáng đến khía cạnh không gian (địa lý) của lạm phát. Mô hình phân tích của lạm phát về mặt địa lý (cấp tỉnh) cho thấy sự rất không đồng đều giữa các địa phương, là hệ quả của sự chênh lệch trình độ phát triển, mức độ tăng trưởng kinh tế, mức sống và việc phân phối thành quả của phát triển kinh tế.

Vì thế hai câu hỏi được đặt ra trong nghiên cứu này: (1) Các yếu tố về mặt cơ cấu ảnh hưởng như thế nào đến lạm phát? (2) Trong bối cảnh cơ cấu hiện hành, yếu tố mang tính chất chức năng như tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng như thế nào đến lạm phát? Hai câu hỏi nghiên cứu trên sẽ được giải đáp trong một khung phân tích kinh tế lượng không gian chứ không phải kinh tế lượng thông thường.

2. Mô hình các yếu tố ảnh hưởng lạm phát về mặt không gian

2.1 Khung phân tích lạm phát

Goujon, M. (2006) chỉ rõ lạm phát ở VN diễn ra trong bối cảnh mức độ đô la hóa nền kinh tế ngày càng gia tăng. Trên cơ sở đó, ông xây dựng một mô hình lạm phát ở VN như là một nền kinh tế bị đô la hóa. Đó là dạng nền kinh tế nhỏ và nhận giá.

Trên cơ sở mô hình lạm phát do Goujon, M. (2006) xây dựng, chúng tôi điều chỉnh, bổ sung để hình thành mô hình lạm phát về không gian cho trường hợp của các tỉnh của VN. Cụ thể như sau:

Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) được tính toán dựa trên hai bộ phận là chỉ số giá của hàng thương mại (tradables) và chỉ số giá của hàng không thương mại (nontradables) như sau:

$$p_i = \theta p_i^T + (1 - \theta) P_i^{NT} \quad (1)$$

Trong đó, p là logarit tự nhiên của CPI, i là tỉnh thứ i (1,61), T là ký hiệu hàng có thể thương mại, NT ký hiệu hàng không thể thương mại, θ là trọng số cố định của hàng có thể thương mại trong CPI, $0 < \theta < 1$.

Đối với một nền kinh tế nhận giá trên thị trường thế giới, CPI của hàng có thể thương mại được ước lượng theo công thức sau:

$$p_i^T = \lambda e_i + \mu p_i^w + \delta_T \quad (2)$$

Trong đó, e là logarit tự nhiên của tỷ giá hối đoái danh nghĩa tính theo VND, p^w là giá quốc tế của hàng có thể thương mại tính bằng đồng tiền nước ngoài, δ_T là hệ số chặn bao gồm các yếu tố như chi phí giao dịch và vận chuyển, hoặc chính sách thương mại.

Giá của hàng không thể thương mại được cân bằng trên thị trường nội địa bởi nhiều yếu tố. Nhóm yếu tố thứ nhất liên quan đến cung và cầu tiền tệ. Chúng ta quan tâm đến phần chênh lệch tiền tệ (EC_i), đó là chênh lệch giữa tiền nắm giữ thực tế với mức cân bằng dài hạn của các cá nhân. Về mặt mô hình, ta có:

$$EC_i = \beta' X_i \quad (3)$$

Trong đó, X là vectơ các định tố của cầu tiền tệ, bao gồm lãi suất (r), GDP thực tế và chỉ số mất giá của VND đối với đồng USD.

* Học viện Chính trị - Hành chính Khu vực II

Bên cạnh đó, đối với giá của hàng không thể thương mại, tình trạng đô la hóa nền kinh tế là một yếu tố góp phần vào lạm phát thông qua chính sách tỷ giá hối đoái. Cụ thể qua hai kênh sau (Goujon, M., 2006):

- Biến động tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng không chỉ lên giá cả của hàng có thể thương mại mà còn lên giá cả của hàng không thể thương mại. Biểu hiện ở VN là các mặt hàng có giá trị cao, lâu bền hoặc bất động sản được định giá bằng USD. Một số dịch vụ có hợp đồng dài hạn hoặc dịch vụ cho thuê nhà thường theo giá theo USD. Do đó biến động tỷ giá hối đoái sẽ ảnh hưởng đến nhiều mặt hàng hơn so với trường hợp nền kinh tế không có hiện tượng đô la hóa.

- Biến động của tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng trực tiếp đến tiền theo nghĩa rộng. Sự mất giá của đồng nội tệ sẽ gia tăng cung tiền. Nói cách khác, biến động tỷ giá ảnh hưởng đến chênh lệch tiền tệ (EC_t) và lạm phát.

Nhóm yếu tố thứ ba ảnh hưởng đến lạm phát là cơ cấu kinh tế và các cải cách cơ cấu ở VN, bao gồm quá trình tự do hóa giá cả và thương mại cùng với quá trình cải cách doanh nghiệp nhà nước (SOE). Trong mô hình này, cải cách doanh nghiệp nhà nước sẽ được xem xét cùng với cấu trúc nền kinh tế (STR).

Yếu tố thứ 4 ảnh hưởng đến lạm phát là thâm hụt ngân sách (BD). Mặc dù thâm hụt ngân sách cấp tính là một yếu tố chưa được phân định rõ ràng trong chính sách tài khóa quốc gia, nhưng rõ ràng nó đóng góp vào thâm hụt ngân sách quốc gia (Giao, 2008).

Giá của hàng không thể thương mại có thể được ước lượng bằng phương trình sau:

$$p_i^{NT} = \alpha EC_i + \beta e_i + \gamma_1 SOE_i + \gamma_2 STR_i + \phi BD_i + \tau_{NT} \quad (4)$$

Trong đó, β đo lường ảnh hưởng của chỉ số giá cả được đô la hóa của những hàng hóa không thể thương mại; γ_1 đo lường ảnh hưởng của quá trình cải cách doanh nghiệp nhà nước; γ_2 đo lường ảnh hưởng cơ cấu kinh tế lên lạm phát; ϕ đo lường ảnh hưởng của thâm hụt ngân sách địa phương.

Từ (2) đến (4) và thay vào (1) ta có dạng rút gọn của phương trình lạm phát như sau:

$$p_i = \delta_1 e_i + \delta_2 p_i^w + \delta_3 GDP_i + \delta_4 SOE_i + \delta_5 STR_i + \delta_6 BD_i + \tau \quad (5)$$

Quá trình ước lượng (5) được trình bày trong phần tiếp theo.

2.2 Mô hình các yếu tố ảnh hưởng lạm phát về mặt không gian

Trước hết, chúng tôi ước lượng mô hình (5) bằng phương pháp OLS. Vấn đề tự tương quan về không gian có thể làm phương pháp OLS trở nên không phù hợp. Tự tương quan về không gian xảy ra nếu một biến số ở địa phương này bị ảnh hưởng bởi giá trị của biến số ấy ở địa phương lân cận. Vì lạm phát ở một địa phương có thể bị ảnh hưởng bởi lạm phát ở địa phương lân cận, do đó cần phải kiểm tra xem sự tồn tại của tự tương quan về không gian trong số liệu. Một khả năng khác của tự tương quan là sự tương quan của các phần dư. Tức là phần dư có thể tương quan với nhau về không gian: các quan sát ở các địa phương gần nhau có phần dư gần bằng nhau. Trong cả hai trường hợp kể trên, nếu chúng ta không điều chỉnh sự tự tương quan về không gian, thì các giả thiết của phương pháp OLS bị vi phạm và các ước lượng sẽ bị chệch.

Mối quan hệ trong trường hợp thứ nhất gọi là mô hình trễ về không gian, viết như sau:

$$p_i = \delta_1 e_i + \delta_2 p_i^w + \delta_3 GDP_i + \delta_4 SOE_i + \delta_5 STR_i + \delta_6 BD_i + \tau + \beta \sum_{j \neq i} w_{ij} y_j + \varepsilon_i \quad (6)$$

Trong đó β là hệ số tự tương quan về không gian, w_{ij} là trọng số không gian phản ánh sự lân cận của tỉnh i và tỉnh j , e_i là phần dư. Ma trận trọng số không gian w thể hiện sự lân cận giữa các cặp quan sát về không gian. Các ô của ma trận này có giá trị bằng 1 nếu hai tỉnh tiếp giáp nhau, 0 nếu chúng không tiếp giáp nhau.

Mối quan hệ trong trường hợp thứ hai gọi là mô hình sai số về không gian, viết như sau:

$$p_i = \delta_1 e_i + \delta_2 p_i^w + \delta_3 GDP_i + \delta_4 SOE_i + \delta_5 STR_i + \delta_6 BD_i + \tau + \beta \sum_{j \neq i} w_{ij} \varepsilon_j + \varepsilon_i \quad (7)$$

Hiện tượng tự tương quan về không gian có thể được xác định bằng cách sử dụng các thống kê như chỉ số Moran, chỉ số Geary, thống kê G. Tuy nhiên, để xác định mô hình nào được chọn, kiểm định số nhân Lagrange được sử dụng và mô hình được lựa chọn là mô hình có giá trị kiểm định Lagrange lớn hơn (Anselin và Rey, 1991).

Một khi mô hình kinh tế lượng của lạm phát về không gian được xác định, chúng ta có thể xác định được hiệu ứng lan tỏa của lạm phát qua các

tính, thể hiện trong các cấu thành trước phần dư trong các phương trình (6) và (7).

2.3 Kết quả ước lượng mô hình các yếu tố ảnh hưởng lạm phát về mặt không gian

Trước hết, chúng tôi trình bày về các biến và biến đại diện trong mô hình (6) và (7). Thứ nhất, lạm phát (p) được biểu diễn thông qua chỉ số giá tiêu dùng của năm (CPI), lấy năm trước là năm gốc. Thứ hai, tỷ giá hối đoái (e) được biểu diễn thông qua chỉ số tăng tỷ giá hối đoái của năm. Thứ ba, do không có thông tin về giá trị xuất nhập khẩu cấp tỉnh và nếu có thông tin ấy kém độ tin cậy do vấn đề thống kê cấp tỉnh, chúng tôi dùng biến số đại diện cho chỉ số giá quốc tế của hàng có thể thương mại (pw), đó là chỉ số tăng giá vàng [1]. Thứ tư, do vấn đề thống kê GDP cấp tỉnh kém tin cậy, chúng tôi dùng chỉ tiêu thực tế bình quân hộ gia đình làm biến đại diện cho quy mô kinh tế tỉnh, ảnh hưởng đến cầu về tiền tệ. Thứ năm, biến đại diện cho quá trình cải cách doanh nghiệp nhà nước là tỷ trọng vốn nhà nước trong tổng vốn đầu tư của doanh nghiệp được thu thập từ tổng điều tra doanh nghiệp năm 2006. Thứ sáu, cấu trúc nền kinh tế được đại diện bởi các biến chỉ số tăng công nghiệp và nông nghiệp. Thứ bảy, tình trạng thâm hụt ngân sách địa phương được đại diện bằng tỷ lệ thâm hụt ngân sách cấp tỉnh.

Kết quả kiểm định cho thấy đối với vấn đề lạm phát theo tỉnh, tồn tại vấn đề tự tương quan theo không gian dưới dạng trễ. Tức là mô hình phù hợp là mô hình (6).

Kết quả ước lượng trong Bảng 1 cột 2 (mô hình 1) cho thấy hệ số giải thích của mô hình ở mức khá (0,65), tất cả các hệ số hồi quy có dấu như kỳ vọng.

Nguồn gốc mang tính chất nước ngoài của lạm phát được thể hiện rõ ràng trong mô hình thông qua ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê cao của chỉ số tăng giá vàng và chỉ số tăng tỷ giá hối đoái. Điều này khẳng định quan điểm lạm phát do chi phí đẩy ở VN: Giá cả một số mặt hàng như xăng dầu, sắt thép,... ảnh hưởng trực tiếp đến giá cả trong nước, góp phần làm tăng CPI.

Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, chỉ số tăng giá vàng tăng 1% thì chỉ số lạm phát tăng 0,16%. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, chỉ số tăng tỷ giá hối đoái tăng 1%, chỉ số lạm phát tăng 0,21%. Chỉ số tăng tỷ giá hối đoái có độ lớn tác động lên lạm phát lớn hơn chỉ số tăng giá vàng. Điều này cũng phù hợp với lập luận cho

rằng ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái lên lạm phát còn thông qua kênh giá cả được đô la hóa của các mặt hàng không thể thương mại. Như vậy, tình trạng đô la hóa nền kinh tế càng cao thì áp lực lạm phát từ sự gia tăng chỉ số tăng tỷ giá hối đoái càng lớn.

Tính toán thêm từ hệ số hồi quy thứ nhất trong Bảng 1 cho thấy: Nếu trọng số của giá các mặt hàng có thể trao đổi thương mại là 0,77 (IMF, 2006) thì hệ số ảnh hưởng của mức giá quốc tế của hàng có thể thương mại nước ngoài lên CPI của hàng có thể thương mại của tỉnh là 0,21. Nghĩa là: Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, mức giá quốc tế của hàng có thể thương mại nước ngoài tăng lên 1% thì CPI của hàng có thể thương mại của tỉnh có xu hướng tăng lên 0,21% điểm.

Tính toán thêm từ hệ số hồi quy thứ hai trong Bảng 1 cho thấy: Hệ số ảnh hưởng của chỉ số giá cả được đô la hóa của những hàng hóa không thể thương mại lên CPI của hàng không thể thương mại của tỉnh là 0,08. Nghĩa là: Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, chỉ số giá cả được đô la hóa của những hàng hóa không thể thương mại tăng lên 1% thì CPI của hàng không thể thương mại của tỉnh có xu hướng tăng lên 0,08% điểm.

Mức độ tăng trưởng kinh tế hiển nhiên có đóng góp vào mức tăng của lạm phát. Theo tính toán, chỉ tiêu thực tế bình quân đầu người tăng 1%, chỉ số tăng giá sẽ tăng 0,034%, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi.

Sự tham gia của Nhà nước trong các hoạt động của doanh nghiệp nhà nước giúp cho doanh nghiệp nhà nước có những thuận lợi nhất định trong sản xuất kinh doanh, và đồng thời giải tỏa doanh nghiệp nhà nước khỏi áp lực cạnh tranh trên thị trường. Nhưng những hỗ trợ của Nhà nước đối với hoạt động kém hiệu quả của doanh nghiệp nhà nước có thể tạo ra áp lực lên lạm phát. Mô hình chúng tôi cho thấy ảnh hưởng của việc hỗ trợ của Nhà nước đối với doanh nghiệp nhà nước làm tăng quy mô lạm phát thông qua biến số tỷ lệ vốn nhà nước từ ngân sách trong tổng vốn đầu tư của doanh nghiệp nhà nước. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, tỷ lệ này tăng 1%, tỷ lệ lạm phát của địa phương tăng 3,9%.

Cấu trúc của nền kinh tế có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát. Theo trường phái cấu trúc, sự chênh lệch về năng suất lao động giữa hai khu vực công nghiệp và nông nghiệp cùng tính cứng nhắc tạm thời về sản lượng của một hoặc hai khu vực

KIỂM SOÁT LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM

Bảng 1. Kết quả ước lượng lạm phát theo không gian

Biến số	Mô hình 1	Mô hình 2
	Tỷ lệ lạm phát (CPI)	Tỷ lệ lạm phát (CPI)
Chỉ số tăng giá vàng	0,158(5,54)***	0,159(5,6)***
Chỉ số tăng giá tỷ giá hối đoái với USD	0,208(2,23)**	0,033(3,27)***
Chi tiêu thực tế bình quân đầu người	0,034(3,24)** *	
Tỷ trọng vốn nhà nước trong tổng vốn đầu tư của doanh nghiệp	0,039(2,42)**	
Chỉ số tăng trưởng công nghiệp năm 2005	0,042(1,68)*	0,040(1,66)*
Chỉ số tăng trưởng công nghiệp năm 2006	0,115(4,49)***	0,113(4,73)***
Chỉ số tăng trưởng nông nghiệp năm 2005	0,072(2,23)**	0,072(2,24)**
Chỉ số tăng trưởng nông nghiệp năm 2006	0,149(2,55)**	
Thâm hụt ngân sách tỉnh	0,0002(2,05)**	0,0002(2,15)**
<i>Tương tác của chỉ số tăng giá tỷ giá hối đoái với USD và Tỷ trọng vốn nhà nước trong tổng vốn đầu tư của doanh nghiệp</i>		0,008(2,43)**
<i>Tương tác của chỉ số tăng giá tỷ giá hối đoái với USD và Chỉ số tăng trưởng nông nghiệp năm 2006</i>		0,033(2,66)***
Hằng số	-0,723(0,53)	0,225(0,20)
Số quan sát	61	61
Hệ số rho	0,339 (0,206)	0,341(1,64)
Tỷ số phương sai	0,647	0,646
Hệ số tương quan bình phương	0,650	0,65
Kiểm định Wald đối với hệ số rho=0	$\chi^2(1) = 2,688 (0,101)$	$\chi^2(1) = 2,678 (0,102)$
Kiểm định nhân tử Lagrange đối với hệ số rho=0	$\chi^2(1) = 3,696 (0,055)^*$	$\chi^2(1) = 3,725 (0,054)^*$

Giá trị thống kê z trong ngoặc

* Có ý nghĩa tại mức 10%; ** có ý nghĩa tại mức 5%; *** có ý nghĩa tại mức 1%

sẽ làm tăng mức giá cả (Streeten, 1962; Baumol, 1967). Trong mô hình, ảnh hưởng của tăng trưởng nông nghiệp và công nghiệp đến lạm phát mang dấu dương và ảnh hưởng của nông nghiệp lớn hơn ảnh hưởng của công nghiệp. Điều này thể hiện thực tế tính chất cứng nhắc hơn tương đối về sản lượng của khu vực nông nghiệp so với khu vực công nghiệp.

Thâm hụt ngân sách tỉnh được cho là góp phần

làm gia tăng lạm phát. Ảnh hưởng ấy đến lạm phát được giải thích rằng thâm hụt ngân sách sẽ kích thích việc tăng cung tiền (Sargent và Wallace, 1981). Theo phiên bản hiện đại lý thuyết về số lượng tiền tệ của Milton Friedman cho rằng lạm phát xảy ra khi tốc độ tăng trưởng của cung tiền vượt qua tốc độ tăng trưởng của sản lượng thực tế trong nền kinh tế. Thực tế nước ta thời gian qua diễn ra đúng như vậy. Nghiên cứu này

KIỂM SOÁT LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM

cho thấy nếu tỷ lệ thâm hụt ngân sách tỉnh tăng 1%, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, chỉ số lạm phát tỉnh sẽ tăng khoảng 0,2%.

Điểm nổi bật rút ra từ mô hình không gian của lạm phát là tồn tại hiệu ứng lan tỏa (hệ số khoảng 0,34) tại mức ý nghĩa thông thường. Hệ số lan tỏa là tổng hợp nhiều yếu tố, bao gồm sức ì của lạm phát theo không gian, sự lây lan tâm lý theo không gian, sự dẫn truyền lạm phát thông qua các liên kết kinh tế theo không gian giữa các địa phương. Khi một yếu tố ảnh hưởng đến lạm phát tại một địa phương thay đổi, điều đó ảnh hưởng không chỉ đến lạm phát tại địa phương đó mà còn ảnh hưởng đến các địa phương khác và đến mức lạm phát chung của nền kinh tế. Chúng ta xem một số ví dụ mô phỏng ảnh hưởng lan tỏa của lạm phát như sau (Bảng 2):

Trung bình, khi chỉ số giá vàng tăng 10% tại một địa phương (trong bảng), CPI của địa phương

bình của cả nước có thể tăng lên đến khoảng 0,33% điểm.

Cột 3 (mô hình 2) trong Bảng 1 trình bày kết quả phân tích ảnh hưởng của các yếu tố truyền thống (như tỷ giá hối đoái) lên lạm phát, có tính đến bối cảnh về những tồn tại của cơ cấu kinh tế. Cụ thể kết quả ở cột 3 cho thấy lạm phát trở nên trầm trọng hơn trong trường hợp những ưu đãi về vốn dành cho doanh nghiệp nhà nước tràn lan, cơ cấu kinh tế mất cân đối giữa hai khu vực nông nghiệp và công nghiệp. Trong điều kiện chỉ số tăng trưởng nông nghiệp ở mức trung bình (khoảng 104,34 năm 2006, Phụ lục 2), chỉ số tỷ giá hối đoái tăng 1%, chỉ số lạm phát tăng 3,73%. Trong đó, tăng 0,33% điểm là ảnh hưởng thuần túy của tỷ giá hối đoái, còn 3,4% điểm là do ảnh hưởng kép của cơ cấu kinh tế và tỷ giá hối đoái. Tương tự, trong điều kiện tỷ lệ vốn nhà nước trong tổng vốn đầu tư của doanh nghiệp ở mức trung

Bảng 2. Minh họa hiệu ứng lan tỏa của lạm phát

	Chỉ số giá vàng tăng 10%				
	Hà Nội	TP. HCM	Đà Nẵng	Hải Phòng	Cần Thơ
CPI địa phương tăng trực tiếp (% điểm)	1,68	1,63	1,64	1,63	1,64
CPI tăng gián tiếp do hiệu ứng lan tỏa (% điểm) của tất cả các địa phương còn lại cộng lại	0,80	0,88	0,92	0,83	0,75
	Chỉ số tỷ giá hối đoái VND với USD tăng 1%				
	Hà Nội	TP. HCM	Đà Nẵng	Hải Phòng	Cần Thơ
CPI địa phương tăng trực tiếp (% điểm)	0,23	0,22	0,22	0,22	0,22
CPI tăng gián tiếp do hiệu ứng lan tỏa (% điểm) của tất cả các địa phương còn lại cộng lại	0,11	0,12	0,13	0,11	0,10

Nguồn: Tính toán của tác giả

ấy tăng khoảng trên dưới 1,65% điểm, CPI các địa phương còn lại tăng tổng cộng khoảng 0,8% điểm. Như vậy, dưới góc độ nền kinh tế, giả sử chỉ số giá vàng tăng 10% tại tất cả các địa phương, CPI trung bình của cả nước có thể tăng lên đến khoảng 2,5% điểm. Khi chỉ số tỷ giá hối đoái VND với USD tăng 1% tại một địa phương, CPI của địa phương ấy tăng khoảng trên dưới 0,22% điểm, CPI các địa phương còn lại tăng tổng cộng khoảng 0,11% điểm. Giả sử chỉ số tỷ giá hối đoái VND với USD tăng 1% tại tất cả các địa phương, CPI trung

bình (khoảng 0,668 năm 2006, Phụ lục 2), chỉ số tỷ giá hối đoái tăng 1%, tác động kép của ưu đãi vốn đối với doanh nghiệp nhà nước và tỷ giá hối đoái khiến chỉ số lạm phát tăng thêm 0,5%, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi.

3. Kết luận và khuyến nghị

Trong nghiên cứu này, chúng tôi chỉ ra các định tố của lạm phát ở VN dưới góc độ không gian. Cụ thể, chúng tôi muốn tìm câu trả lời cho hai câu hỏi nghiên cứu: (1) Các yếu tố về mặt cơ cấu ảnh hưởng như thế nào đến lạm phát, và (2)

trong bối cảnh cơ cấu hiện hành, các yếu tố phổ biến và truyền thống (như tỷ giá hối đoái) có ảnh hưởng như thế nào đến lạm phát.

Kết quả nghiên cứu khẳng định: Bên cạnh yếu tố dẫn truyền lạm phát nước ngoài (nhập khẩu lạm phát) của giá vàng, ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái (vốn nhất quán với các nghiên cứu trước đây ở VN của Goujon, M. (2006)), mức độ tăng trưởng kinh tế, lạm phát ở VN còn phụ thuộc vào cấu trúc nền kinh tế. Bên cạnh đó, phát hiện mới cho rằng sự hỗ trợ của Nhà nước đối với doanh nghiệp nhà nước, và tình trạng thâm hụt ngân sách tỉnh có ảnh hưởng rõ rệt làm tăng lạm phát. Thêm nữa, hiệu ứng lan tỏa của lạm phát giữa các tỉnh là không hề nhỏ, hệ số khoảng 0,34. Cuối cùng, lạm phát trở nên trầm trọng hơn trong trường hợp những ưu đãi về vốn dành cho doanh nghiệp nhà nước tràn lan, cơ cấu kinh tế mất cân đối giữa hai khu vực nông nghiệp và công nghiệp.

Hàm ý chính sách quan trọng rút ra cho VN và các nước đang phát triển có nền kinh tế đô la hóa và chịu ảnh hưởng của yếu tố không gian là:

- Kiểm chế lạm phát dưới góc độ tỉnh, thành phố có ý nghĩa rất quan trọng, một mặt giảm ảnh hưởng trực tiếp của lạm phát tỉnh đến lạm phát toàn nền kinh tế, mặt khác giảm tác động tràn của lạm phát. Việc bố trí các cân đối lớn của nền kinh tế về hàng hóa thiết yếu, quan trọng dưới góc độ địa lý và sự can thiệp kịp thời, nhanh nhạy quyết định đến sự thành công của kiểm chế lạm phát.

- Cần chú ý đến khía cạnh dẫn truyền lạm phát giữa các địa phương bằng cách giảm thiểu chi phí không chính thức và giảm chi phí chính thức trong quá trình vận chuyển hàng hóa giữa các địa phương. Cải tiến các thủ tục hành chính gây phiền hà, tốn kém cho người dân và các doanh nghiệp. Thực hiện thông tin về thị trường các vùng, địa bàn quan trọng trong cả nước. Có biện pháp ổn định tâm lý người tiêu dùng, nhà sản xuất kịp thời.

- Diễn biến tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng lớn nhất đến lạm phát, do đó chính sách tỷ giá hối đoái cần được quản lý thận trọng, phù hợp và linh hoạt.

- Cơ cấu kinh tế là vấn đề kinh niên đang góp phần gia tăng lạm phát. Cần xem xét điều chỉnh mối tương quan giữa tốc độ và nhịp độ tăng trưởng công nghiệp và nông nghiệp cho phù hợp.

- Nhà nước chỉ nên rót vốn vào các doanh nghiệp nhà nước làm ăn có hiệu quả, những doanh nghiệp có triển vọng phát triển nhưng cần điều chỉnh cơ cấu vốn sở hữu để cải tổ; mạnh dạn thay đổi cơ cấu sở hữu đối với các doanh nghiệp nhà nước thua lỗ kéo dài, không có khả năng phát triển.

- Nghiên cứu ban hành cơ chế, chính sách thực hiện, giám sát thu chi ngân sách địa phương cho phù hợp với nhận thức mới là thâm hụt ngân sách địa phương là một nguyên nhân góp phần gia tăng lạm phát.

- Cuối cùng, vấn đề lạm phát cần được giải quyết trong chính thể chiến lược kết hợp đầy đủ các yếu tố ngắn hạn và dài hạn nhằm đảm bảo tăng trưởng bền vững■

CHÚ THÍCH

[1] Tác giả thừa nhận việc lựa chọn biến đại diện này chưa hề xuất hiện trong các công trình tương tự, theo sự hiểu biết tốt nhất của mình.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Anselin, L. and S. Rey (1991), "The performance of tests for spatial dependence in linear regression, National Centre for Geographic Information and Analysis", *University of California-Santa Barbara: Technical Report* 91-13.
2. Baumol, W. (1967), "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crises", *American Economic Review*, 57 (3): 415-26.
3. Goujon, M. (2006), "Fighting inflation in a dollarized economy: The case of Vietnam", *Journal of Comparative Economics* 34 (2006) 564-581.
4. Sargent, T. J. và N. Wallace (1981), "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5 (Fall): 1-17.
5. Streeten, P. (1962), *Wages, Prices and Productivity*, *Kyklos*, 15 (4): 723-31.
6. Trần Văn Giao (2008), "Xử lý bội chi ngân sách nhà nước nhằm kiểm chế lạm phát hiện nay", *Tạp chí Cộng sản điện tử*.
7. Trần Đình Thiên (2010), tại <http://sgtt.com.vn/Kinh-te/120881/Thach-thuc-kinh-te-2010-va-su-thich-ung-cua-doanh-nghiep-Viet-Nam.html>.