

MỐI QUAN HỆ LẠM PHÁT VÀ SỰ BẤT ĐỊNH LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM VÀ GỢI Ý CHÍNH SÁCH

PGS., TS. Nguyễn Trọng Hoài
ĐH Kinh tế TP.HCM
ThS. Nguyễn Văn Dũng
Chương trình Cao học Việt Nam - Hà Lan

Nghiên cứu tìm hiểu về mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 1995-2010. Sự bất định lạm phát được ước lượng bằng các mô hình (GAR $CH(1,1)$, TAR $CH(1,1)$, PAR $CH(1,1)$, EGAR $CH(1,1)$). Dựa trên các tiêu chí lựa chọn AIC, SC, và HQ, mô hình AR(13)-EGAR $CH(1,1)$ là mô hình tốt nhất để ước lượng sự bất định lạm phát. Kiểm định nhân quả Granger (Granger causality tests) được sử dụng để kiểm định mối quan hệ này. Kết quả nghiên cứu cho thấy có tồn tại ảnh hưởng bất đối xứng của sốc về lạm phát (inflation shocks) đến sự bất định lạm phát, những cú sốc lạm phát dương (positive inflation shocks) làm tăng sự bất định lạm phát và ngược lại. Thứ hai, lạm phát gia tăng sẽ làm sự bất định lạm phát tăng theo, điều này xác nhận giả thiết của Friedman-Ball. Thứ ba, sự bất định lạm phát gia tăng sẽ làm lạm phát tăng theo, điều này xác nhận giả thiết của Cukierman-Meltzer.

Bối cảnh lạm phát và hệ lụy

Lạm phát hiện nay là một vấn đề mang tính toàn cầu và cũng là một vấn đề chính sách nóng bỏng ở Việt Nam. Lạm phát tại Việt Nam xảy ra thường xuyên, dai dẳng và diễn ra ở mức độ cao và khó kiểm soát mặc dù các nhà hoạch định chính sách đã tập trung giải quyết bằng mọi giá. Sau giai đoạn lạm phát phi mã vào cuối những năm 80 (xấp xỉ 300%/năm) và đầu những năm 90 (xấp xỉ 50%/năm), lạm phát dần được kiểm soát vào giữa những năm 90. Giai đoạn 1996-2006 là thời gian lạm phát thấp, dưới một chữ số. Tuy nhiên, lạm phát cao với hai chữ số bắt đầu quay trở lại từ năm 2007, đặt ra nhiều thách thức cho nền kinh tế. Lạm phát cao gây ra nhiều hậu quả nghiêm trọng đến nền kinh tế. Trong đó, sự bất định lạm phát được xem là một trong những hệ lụy chính và lại có khả năng tác động trở lại đến lạm phát.

Nghiên cứu tập trung trả lời câu hỏi là “Mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm

phát ở Việt Nam giai đoạn 1995-2010 diễn ra như thế nào?”

Khung phân tích của nghiên cứu

Bất định lạm phát (inflation uncertainty) được định nghĩa là “một tình huống trong đó giá cả trong tương lai là không thể đoán trước và công chúng không biết liệu lạm phát sẽ tăng hay giảm trong tương lai” (Asghar và các tác giả, 2011).

Hậu quả kinh tế của bất định lạm phát

Theo Golob (1994), bất định lạm phát gây ra hai hiệu ứng kinh tế: hiệu ứng tiền lạm phát (ex-ante effects) và hiệu ứng hậu lạm phát (ex-post effects).

Hiệu ứng tiền lạm phát (ex-ante effects) là tình huống trong đó các tác nhân kinh tế đưa ra các quyết định kinh tế khác với quyết định của họ trong trường hợp chắc chắn về tình hình lạm phát trong tương lai. Hiệu ứng tiền lạm phát ảnh hưởng đến nền



kinh tế thông qua ba kênh: (i) Sự bất định lạm phát khiến cho lãi suất dài hạn gia tăng trên thị trường tài chính; (ii) Sự bất định lạm phát khiến cho các biến kinh tế khác như lương, tiền thuê, thuế... trở nên không chắc chắn trong tương lai; (iii) Sự bất định lạm phát khiến cho nền kinh tế chỉ tiêu một nguồn lực lớn để tránh nguy cơ lạm phát trong tương lai. Những ứng phó về bất định lạm phát làm lãng phí nguồn lực và tâm lý công chúng ứng xử chống lạm phát lại tác động trở lại đến lạm phát.

Hiệu ứng hậu lạm phát (ex-post effects) diễn ra khi lạm phát trong thực tế khác với lạm phát kỳ vọng. Điều này gây ra sự dịch chuyển tài sản giữa các bên khi họ sử dụng tiền danh nghĩa trong việc thanh toán các hợp đồng. Cụ thể, nếu lạm phát tăng nhiều hơn so với dự đoán, khoản tiền phải trả trong hợp đồng sẽ ít hơn xét về giá trị thực và như vậy sẽ có một bên bị thiệt hại vì lạm phát đã bào mòn tài sản trong các giao dịch.

Lý thuyết về mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm phát

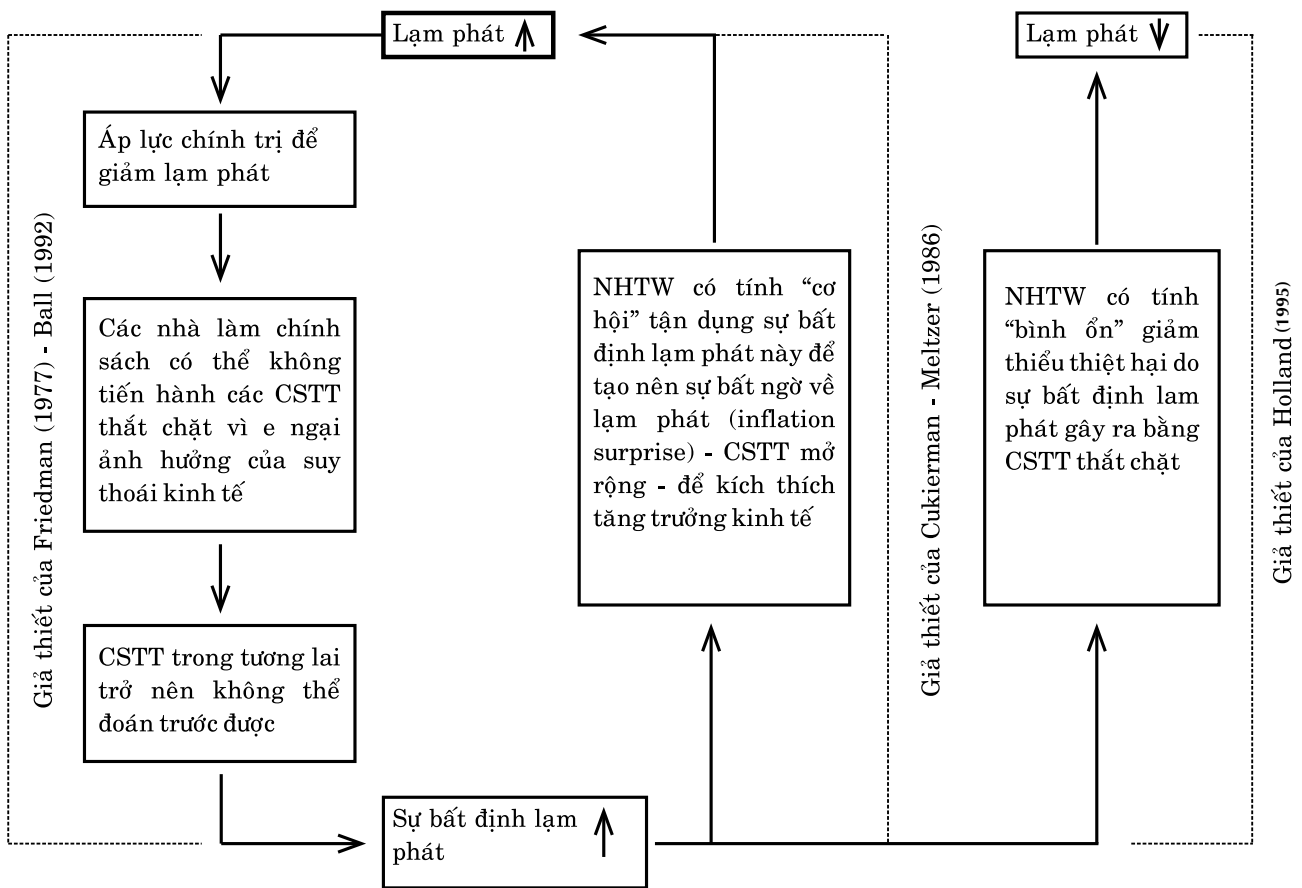
Theo Friedman (1977) và Ball (1992), khi lạm phát gia tăng, sẽ có áp lực chính trị yêu cầu giảm lạm phát. Tuy nhiên các nhà

làm chính sách có thể không tiến hành các chính sách tiền tệ (CSTT) thắt chặt vì e ngại ảnh hưởng của suy thoái kinh tế do chính sách này gây ra. Do vậy CSTT trong tương lai trở nên không thể đoán trước được, làm cho sự bất định lạm phát tăng trong tương lai.

Cukierman và Meltzer (1986) xem xét mối quan hệ này ở hướng ngược lại. Họ cho rằng sự bất định lạm phát gia tăng dẫn đến lạm phát cao hơn. Lý do là nhà quản lý tận dụng sự bất định lạm phát này để tạo nên sự bất ngờ về lạm phát (inflation surprise) - khi mà CSTT phải mở rộng - để kích thích tăng trưởng kinh tế sau một giai đoạn dài thắt chặt quá mức chống lạm phát. Những Ngân hàng Trung ương (NHTW) loại này được xem là có tính “cơ hội” hay hành vi thiếu nhất quán trong quá trình chống lạm phát.

Ngược lại với Cukierman và Meltzer (1986), Holland (1995) cho rằng sự bất định lạm phát gia tăng dẫn đến lạm phát thấp hơn trong tương lai. Lý do là NHTW muốn giảm thiểu thiệt hại do sự bất định lạm phát gây ra. Do đó NHTW tiến hành CSTT thắt chặt rất nhất quán để giảm thiểu sự bất định lạm phát. Những NHTW loại này được xem là có tính “bình ổn” và luôn nhất quán trong quá trình chống lạm phát.

Hình 1: Khung phân tích



Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

Các phương pháp ước lượng sự bất định lạm phát

Phương trình trung bình (1) là một quá trình tự hồi quy Autoregressive - AR(p) được sử dụng để ước lượng lạm phát. Phương trình (2) là phương trình phương sai được ước lượng theo phần dư của phương trình (1) và ước lượng của phương trình (2) được sử dụng là biến đại diện (proxier) cho sự bất định lạm phát.

Phương trình trung bình

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Phương trình phương sai

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (2)$$

Trong đó: π là lạm phát, h_t là sự bất định lạm phát.

Bốn mô hình thuộc họ ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) sẽ được ước lượng nhằm tìm ra mô hình tốt nhất đại diện cho sự bất định lạm phát. Đầu tiên mô hình GARCH(1,1) được đề nghị từ Bollerslev (1986). Tuy vậy Brunner và Hess (1993) chỉ ra rằng mô hình ARCH và GARCH thể hiện ảnh hưởng của sốc lạm phát dương và âm lên sự bất định lạm phát là đối xứng (symmetric) và các mô hình này tỏ ra không phù hợp với giả thiết của Friedman. Do vậy, một số biến thể của mô hình GARCH được đưa ra để nắm bắt tính bất đối xứng của phương sai có điều kiện. Ba mô hình phổ biến nhất là TARARCH (threshold ARCH) của Glosten và các tác giả (1993) và Zakoian (1994), PARARCH (power ARCH) của Ding và các tác giả (1993) và EGARCH (exponential GARCH) của Nelson (1991). Các tiêu chí AIC, SC và HQ sẽ được sử dụng nhằm tìm ra một ước lượng ARCH tốt nhất, ước lượng này đại diện cho sự bất định lạm phát và sau đó dùng trong kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa lạm phát và sự bất định lạm phát theo nguyên tắc Granger.

Kiểm định nhân quả Granger (Granger causality tests)

Kiểm định nhân quả Granger được dùng để kiểm định mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm phát. Hai hàm hồi quy được trình bày dưới đây cho kiểm định Granger.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i \pi_{t-i} + v_t \quad (3)$$

$$\pi_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i h_{t-i} + \eta_t \quad (4)$$

Từ đó hai giả thiết về mối quan hệ nhân quả giữa lạm phát và bất định lạm phát cho (3) và (4) được trình bày là:

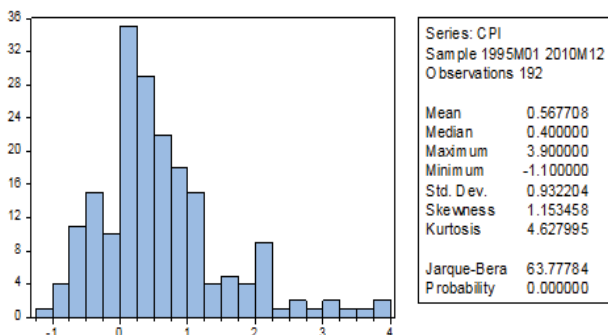
- (i) H_0 : Lạm phát không gây ra sự bất định lạm phát (theo nhân quả Granger).
- (ii) H_0 : Sự bất định lạm phát không gây ra lạm phát (theo nhân quả Granger).

Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng số liệu lạm phát là chỉ số giá tiêu dùng (CPI) theo tháng trong giai đoạn 1995-2010. Số liệu được lấy từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO). Tỷ lệ lạm phát được tính là thay đổi của chỉ số CPI tháng này so với tháng trước tính theo tỷ lệ phần trăm.

Kết quả nghiên cứu

Hình 2: Mô tả lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 1995-2010



Hình 2 cho thống kê mô tả về tỷ lệ lạm phát trung bình theo tháng là 0.57%, đây là một tỷ lệ lạm phát tương đối cao nếu so với các quốc gia khác trong khu vực trong cùng thời điểm. Độ lệch chuẩn khá cao (0.93%), cùng với chênh lệch lớn giữa giá trị tối thiểu (-1.1%) và tối đa (3.9%) của chuỗi giá trị lạm phát thể hiện tính bất định khá lớn của lạm phát trong giai đoạn này. Chuỗi giá trị lạm phát lệch phải (positively skewed) (Skewness = 1.15) và phân bố nhọn hơn (leptokurtic) (Kurtosis = 4.62). Kiểm nghiệm Jarque-Bera cho thấy chuỗi giá trị lạm phát không theo phân phối chuẩn (Jarque-Bera = 63.77). Điều này cho thấy lạm phát Việt Nam khó dự đoán và cũng có thể là hệ lụy của một quá trình lạm phát kéo dài ít ổn định và vì vậy khả năng dự báo tính bất định lạm phát sẽ tồn tại.

Ước lượng sự bất định lạm phát

Phương trình trung bình sử dụng mô hình tự hồi quy-AR(p) để ước lượng lạm phát. Độ trễ tối ưu là 13 dựa trên giá trị nhỏ nhất của tiêu chuẩn thông tin Schwartz (SC= 2.2765) và Hannan-Quinn (HQ = 2.1243). Ngoài ra, cũng sẽ thú vị nếu ta xem xét ảnh hưởng của Tết Nguyên đán, sự kiện có ảnh hưởng lớn nhất đến chỉ số CPI, bằng cách thêm ba biến giả đại diện cho tháng một (jan), hai (feb) và ba (march) vào phương trình.

Phương trình trung bình (5) được sử dụng để ước lượng lạm phát và từ đó ước lượng bốn mô hình ARCH khác nhau đã đề cập ở phần phương pháp nghiên cứu:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{13} \alpha_i \pi_{t-i} + \beta_1 jan + \beta_2 feb + \beta_3 march + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bốn mô hình họ ARCH được ước lượng bằng bốn phương trình phương sai (Bảng 1):

GARCH (1,1)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (6)$$

TARCH(1,1)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (7)$$

PARCH(1,1)

$$(\sqrt{h_t})^\delta = \alpha_0 + \alpha_1(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1})^\delta + \beta(\sqrt{h_{t-1}})^\delta \quad (8)$$

EGARCH(1,1)

$$\log h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta \log h_{t-1} \quad (9)$$

Kết quả ước lượng của bốn mô hình ARCH khác nhau (6), (7), (8) và (9) cho thấy trong phương trình trung bình lạm phát ở các độ trễ 1, 2, 3, 7, 8, 10 có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10% ở cả bốn mô hình. Hơn nữa, trong tất cả các trường hợp, ba biến giả đại diện cho tháng một, hai và ba đều

Bảng 1: Kết quả ước lượng

	GARCH (1,1)	TARCH (1,1)	PARCH (1,1)	EGARCH (1,1)
Phương trình lạm phát AR(13)				
α_0	0.1388**	0.0584	0.1215***	0.0979 *
α_1	0.5990***	0.5055***	0.6186***	0.5257***
α_2	0.0947*	0.0914**	0.0562**	0.0856*
α_3	0.1307**	0.1585***	0.1818***	0.1536***
α_4	-0.0375	0.0022	0.0177	-0.0049
α_5	-0.0972	-0.0839	-0.1283***	-0.0707
α_6	-0.0289	0.0001	-0.0188	-0.0081
α_7	0.0766	0.1248***	0.1043***	0.1124***
α_8	-0.0965*	-0.110***	-0.1379***	-0.1182***
α_9	-0.0081	0.0568*	0.0512*	0.0507
α_{10}	0.1597**	0.1710**	0.2113***	0.1523**
α_{11}	-0.0466	-0.0146	-0.0759	-0.0189
α_{12}	-0.1200	-0.1581*	-0.1426**	-0.1346
α_{13}	0.1016	0.0998*	0.0871***	0.0979*
β_1	0.7329***	0.7124***	0.8468***	0.7070***
β_2	1.5649***	1.8014***	1.5968***	1.6717***
β_3	-2.1065***	-1.8618***	-2.0692***	-1.8982***
Phương trình phương sai				
α_0	0.0154*	0.0067	0.1099*	-0.3626**
α_1	0.4154***	0.5834***	0.2826**	0.3635**
β	0.5953***	0.7587***	0.6402***	0.9409***
γ		-0.5854***	-0.5616** 0.3615	0.2763***
Kiểm định phân dư (Diagnostic tests)				
Q(4)	4.2403 -0.3740	3.1878 -0.5270	2.5383 -0.6380	3.0081 -0.5560
Q(8)	8.5520 -0.3810	5.3741 -0.7170	9.8733 -0.2740	5.8353 -0.6660

Q(12)	11.4290 -0.4930	7.6265 -0.8140	12.1340 -0.4350	8.0503 -0.7810
Q ² (4)	6.3109 -0.1770	3.1867 -0.5270	4.0403 -0.4010	3.5207 -0.4750
Q ² (8)	7.7442 -0.4590	6.0739 -0.6390	5.3374 -0.7210	6.0424 -0.6420
Q ² (12)	9.1966 -0.6860	8.0934 -0.7780	6.8559 -0.8670	8.0287 -0.7830
Kiểm định ARCH LM				
LM(4)	6.0491 -0.1955	2.9601 -0.5645	3.7539 -0.4403	0.8060 -0.5229
LM(8)	7.5327 -0.4804	5.4715 -0.7062	5.2406 -0.7316	0.6686 -0.7186
LM(12)	9.4141 -0.6672	7.8869 -0.7939	6.2374 -0.9036	0.6302 -0.8141
Tiêu chuẩn thông tin				
AIC	1.3402	1.3270	1.3426	1.2979
SC	1.6963	1.7009	1.7344	1.6718
HQ	1.4846	1.4786	1.5015	1.4495

Ghi chú: $Q(x)$ là giá trị Ljung-Box về sự tự tương quan (serial correlation) trong phần dư; $Q^2(x)$ là giá trị Ljung-Box về phương sai sai số thay đổi (heteroskedasticity) trong phần dư; LM (x) là giá trị của kiểm định ARCH LM (ARCH LM test) của Chi bình phương (chi-square); giá trị trong ngoặc đơn là giá trị P (P-value); * có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, *** có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Cụ thể tỷ lệ lạm phát trung bình vào tháng một và hai cao hơn tỷ lệ lạm phát trung bình của năm. Trong khi đó, tỷ lệ lạm phát trung bình tháng ba thấp hơn tỷ lệ lạm phát trung bình của năm. Điều này phù hợp với lập luận ở trên về ảnh hưởng mùa của Tết Nguyên đán hằng năm.

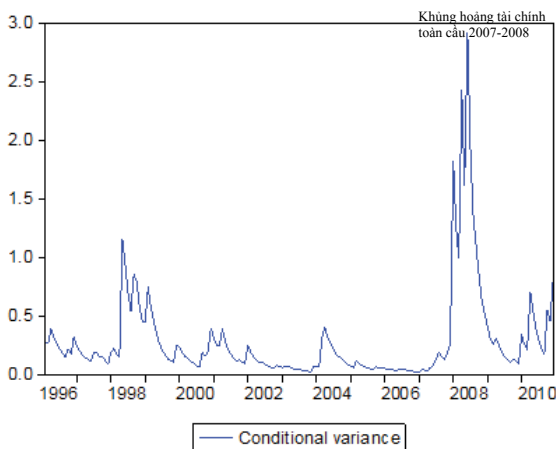
Kết quả ước lượng của phương trình phương sai cho thấy trong tất cả các mô hình, giá trị quá khứ của phần dư và phương sai có điều kiện (độ lệch chuẩn) đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5% hoặc thấp hơn. Giá trị dương và có ý nghĩa thống kê của hệ số phương sai có điều kiện (độ lệch chuẩn) (β) cho thấy tính dai dẳng (persistent characteristics) của sự bất định lạm phát tồn tại có ý nghĩa.

Dựa theo giá trị nhỏ nhất của ba tiêu chuẩn thông tin AIC(1.297901), SC(1.671840), HQ(1.449530), mô hình AR(13)-EGARCH(1,1) là mô hình tốt nhất trong số bốn mô hình

họ ARCH đã hồi qui để ước lượng sự bất định lạm phát trong kiểm định nhân quả Granger nhằm tìm ra mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm phát.

Hình 3 mô tả sự bất định lạm phát ước lượng bằng mô hình AR(13)-EGARCH(1,1). Mô hình này minh họa khá tốt sự bất định lạm phát trong công chúng với hai sự kiện đáng chú ý: khủng hoảng tài chính châu Á giai đoạn 1997-1998 và khủng hoảng tài chính toàn cầu giai đoạn 2007-2008 với biểu hiện bất định lạm phát cao và cao nhất vào giai đoạn 2007-2008. Sự bất định lạm phát trong công chúng đã tăng rất cao trong hai giai đoạn này. Có ba lập luận giúp giải thích hiện tượng này: (i) Khủng hoảng tài chính gây ra sự rối loạn cho tất cả các thành phần kinh tế. Công chúng thực sự đã không dự báo hay thực sự không chắc chắn về tiêu dùng, giá nhiên liệu cũng như các chính sách ổn định của Chính phủ. Tất cả các tác nhân này kết hợp lại làm cho sự bất

Hình 3: Sự bất định lạm phát ước lượng bằng mô hình AR (13) - EGARCH (1,1)



định lạm phát tăng cao; (ii) Sự bất định lạm phát tồn tại dai dẳng trong trí nhớ của mỗi người dân Việt Nam (minh họa bằng giá trị β dương và có ý nghĩa thống kê). Rõ ràng rằng, nó có thể tăng đáng kể trong một bối cảnh chính sách chậm khắc phục lạm phát, hay lạm phát tồn tại dai dẳng; (iii) Tính độc lập của Ngân hàng Nhà Nước (NHNN) Việt Nam khá thấp (Le, 2006). Cơ quan này có ít tính độc lập trong việc tiến hành các CSTT có thể dự đoán trước, kiên định và mạnh mẽ để đối phó với những cú sốc lớn trong khủng hoảng, hay chí ít cũng khó có thể kiên định trong chính sách chống lạm phát từ yêu cầu của Chính phủ về tăng trưởng hay là sức ép giảm lãi suất từ doanh nghiệp. Do đó công chúng đặt niềm tin không trọn vẹn vào khả năng quản lý của NHNN trong bối cảnh khủng hoảng đã xảy ra, điều này đến lượt nó làm gia tăng sự bất định lạm phát trong công chúng. Tất cả những nguyên nhân này kết hợp lại đã khiến cho sự bất định lạm phát trong công chúng tăng khá cao trong hai cuộc khủng hoảng vừa qua.

Kết quả kiểm định quan hệ nhân quả lạm phát và bất định lạm phát

Kết quả của kiểm định nhân quả Granger cho mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm phát tại các độ trễ 2, 4, 6, 8, 10, 12 cho thấy cả hai giả thiết đều bị bác bỏ

với mức ý nghĩa thống kê cao. Ngoài ra dấu dương (+) của của tổng hệ số của các biến trễ lạm phát trong giả thiết thứ nhất và biến trễ sự bất định lạm phát trong giả thiết thứ hai ở tất cả các độ trễ cho thấy mối liên hệ nhân quả hai chiều dương giữa lạm phát và sự bất định lạm phát. Điều này có nghĩa rằng lạm phát gia tăng sẽ làm sự bất định lạm phát tăng theo, xác nhận giả thiết của Friedman-Ball. Trong khi đó, sự bất định lạm phát gia tăng sẽ làm lạm phát tăng theo, xác nhận giả thiết của Cukierman-Meltzer.

Việc xác nhận giả thiết của Cukierman-Meltzer cho thấy Chính phủ và NHNN đã kiên quyết chưa đủ mạnh trong việc chống lạm phát trong giai đoạn dữ liệu mà nghiên cứu phân tích. Điều này cũng dễ hiểu là khi lạm phát kéo dài, Chính phủ áp dụng CSTT thắt chặt với mức linh hoạt yếu hoặc chậm sẽ làm ảnh hưởng đến các giao dịch khác, ví dụ đầu tư hay hoạt động doanh nghiệp và với sức ép công chúng Chính phủ lại nới lỏng tiền tệ và đầu tư công để chống suy thoái. Ngoài ra, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra mối liên hệ giữa sự độc lập của NHTW và ảnh hưởng của sự bất định lạm phát lên lạm phát (Ví dụ: Cukierman, Web và Neyapti (1992); Alesina và Summers (1993); Grier và Perry (1998)). Theo Grier và Perry (1998), khi sự bất định lạm phát tăng sẽ làm cho lạm phát giảm ở những nền kinh tế mà NHTW có sự độc lập cao. Ngược lại, các NHTW có sự độc lập thấp (đo lường bởi Cukierman và cộng sự (1992), Alesina và Summers (1993)) có các hành động mang tính “cơ hội”. Các ngân hàng này có thể đánh đổi mối đe dọa của lạm phát để thực hiện mục tiêu thúc đẩy tăng trưởng GDP.

Tính độc lập của NHNN Việt Nam được đánh giá là khá yếu (Le, 2006). Đây là lý do tại sao bằng chứng về giả thiết của Cukierman-Meltzer được tìm thấy ở Việt Nam trong nghiên cứu này.

Kết luận và gợi ý chính sách

Nghiên cứu về mối quan hệ giữa lạm phát và sự bất định lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 1995-2010 đã đi đến những kết luận sau: (i) Tồn tại ảnh hưởng bất đối xứng của sốc về lạm phát đến sự bất định lạm phát, những cú sốc lạm phát dương làm tăng sự bất định lạm phát; (ii) Lạm phát gia tăng sẽ làm sự bất định lạm phát tăng theo, xác nhận giả thiết của Friedman-Ball; (iii) Sự bất định lạm phát gia tăng sẽ làm lạm phát tăng theo, xác nhận giả thiết của Cukierman-Meltzer.

Lạm phát cao ở Việt Nam trong những năm qua là tổng hợp của nhiều yếu tố bao gồm chi phí đẩy, cầu kéo, lạm phát tiền tệ... Ngoài ra, một trong những nguyên nhân được chỉ ra qua nghiên cứu này đó là sự bất định về lạm phát trong người dân. Do đó, để chống lạm phát, ngoài các CSTT, tài khóa, biện pháp hành chính, Chính phủ cùng NHNN Việt Nam cần thực thi các kiến nghị sau nhằm hạn chế sự bất định về lạm phát trong người dân

Thứ nhất, Chính phủ cần xem kiểm soát lạm phát là ưu tiên hàng đầu. Các chính sách cần được công bố và thực hiện nhanh chóng khi có các mối đe dọa của lạm phát. Quá trình thực thi cần được giám sát chặt chẽ, đảm bảo rằng các chính sách có tác dụng nhanh, mạnh, bền vững và có thể dự đoán trước. Các phản ứng nhanh chóng sẽ tạo nên sự tin tưởng ở công chúng và nhà đầu tư, khiến sự bất định lạm phát giảm cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Thứ hai, Chính phủ cần loại bỏ vấn đề thông tin bất đối xứng nhằm đảm bảo người dân được thông tin tốt về nguyên nhân, giải pháp, tình hình và dự báo lạm phát. Cụ thể, thông tin về giá cả lương thực thực phẩm, nhiên liệu, tỉ giá, chính sách lãi suất, mục tiêu tăng trưởng tín dụng, dự báo giá cả các mặt hàng xuất và nhập khẩu chính...

cần được thông tin rộng rãi đến người dân thông qua các phương tiện thông tin đại chúng. Những hành động này giúp thông tin tốt các đường lối chính sách và ổn định lạm phát kỳ vọng.

Thứ ba, NHNN là cơ quan chịu trách nhiệm chính chống lạm phát phải được cải cách để tiến hành các CSTT hiệu quả hơn. NHNN cần có cơ chế điều hành độc lập tương đối cao để thực hiện hiệu quả chức năng ổn định vĩ mô thông qua đó nâng cao tính tin cậy và minh bạch của NHNN, giúp giảm sự bất định lạm phát trong tương lai. ■

Tài liệu tham khảo

1. Alesina, A., & Summers, H. L. (1993). Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(2), 151-162.
2. Asghar, A., Ahmad, K., Ullah, S., Bedi-uz-Zaman & Rashid, M. T. (2011). The relationship between inflation and inflation uncertainty: a case study for Saarc region countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, 66, 86-98.
3. Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.
4. Brunner, A. D., & Hess, G. D. (1993). Are higher levels of inflation less predictable? A state-dependent conditional heteroscedasticity approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11, 187-197.
5. Cukierman, A., & Meltzer, A. (1986). A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, 54, 1099-1128.
6. Cukierman, A., Web, S., & Neyapti, B. (1992). Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. *The World Bank Economic Review*, 6, 353-398.
7. Daal, E., Naka, A., & Sanchez, B. (2005). Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries. *Economics Letters*, 89, 180-186.
8. Ding, Z., Clive, W.J.G., & Engle, R.F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
9. Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.



10. Fountas, S., Ioannidis, A., & Karanasos, M. (2004). Inflation uncertainty and a common European monetary policy. *The Manchester School*, 72, 221-204.
11. Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
12. Glosten, L., Jagannathan, R., & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
13. Golob, J. (1994). Does inflation uncertainty increase with inflation? *Federal reserve bank of Kansas city economic review*, 79, 27-38.
14. Grier, K., & Perry, M. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G-7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17, 671-689.
15. Holland, A. S. (1995). Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 827-837.
16. Jiranyakul, K., & Opiela, T. P. (2010). Inflation and inflation uncertainty in the ASEAN-5 economies. *Journal of Asian Economics*, 21, 105-112.
17. Le Xuan Nghia (2006). Central bank independence – an important foundation for modern central banking activities.

- Banking magazine, the special issue in 2006.*
18. Kontonikas, A. (2004). Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH. *Economic modelling*, 21, 525-543.
19. Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
20. Thornton, J. (2007). The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies. *Southern Economic Journal*, 73, 858-870.
21. Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 5, 931-955.