



DỰ BÁO LẠM PHÁT DỰA TRÊN SỰ CHÊNH LỆCH GIỮA CÁC CHỈ SỐ GIÁ

TS. NGUYỄN ĐỨC ĐỘ - Viện Kinh tế - Tài chính (Học viện Tài chính)

Các biến động về kinh tế - tài chính, đặc biệt là về sức mua - yếu tố then chốt gây ra lạm phát - có thể thường xuyên xuất hiện ở khu vực thành thị trước, sau đó mới lan tỏa sang khu vực nông thôn. Trong bài viết này, tác giả khai thác thông tin từ sự chênh lệch giữa tốc độ lạm phát của khu vực thành thị so với tốc độ lạm phát trên phạm vi cả nước để xây dựng mô hình dự báo lạm phát cho nền kinh tế Việt Nam trước 12 tháng.

Trong nền kinh tế thị trường, giá của các loại hàng hóa thường có xu hướng biến động cùng nhau. Một số hàng hóa là đầu vào của quá trình sản xuất ra các hàng hóa khác, vì vậy, khi giá đầu vào tăng/giảm, giá đầu ra cũng sẽ có xu hướng tăng/giảm theo. Nhiều hàng hóa có tính cạnh tranh với nhau, nên khi giá của một số hàng hóa tăng/giảm cũng sẽ dẫn đến sự tăng/giảm giá của các hàng hóa khác.

Chính vì giá của các hàng hóa có xu hướng biến động cùng nhau, nhưng không đồng thời, nên nếu xác định được giá của một số hàng hóa nào đó thường xuyên biến động trước giá của các hàng hóa khác, người ta có thể sử dụng giá của các hàng hóa này để dự báo giá của các hàng hóa kia cũng như dự báo các chỉ số giá tổng hợp.

Nhiều nhà kinh tế đã nghiên cứu mối quan hệ giữa sự biến động giá của các hàng hóa cơ bản (commodity) với lạm phát giá tiêu dùng, vì các hàng hóa cơ bản là đầu vào của quá trình sản xuất và giá của chúng thường phản ứng nhanh với các thông tin mới do được xác định trên các thị trường đấu thầu. Tuy nhiên, theo Boughton, Branson và Muttardy (1989), mặc dù sự thay đổi xu hướng giá hàng hóa cơ bản là chỉ số cảnh báo sớm đáng tin cậy cho sự thay đổi xu hướng của lạm phát giá tiêu dùng tại một nhóm lớn các nước công nghiệp, nhưng việc giá các hàng hóa cơ bản có là chỉ báo tin cậy để dự báo tốc độ lạm phát hay không vẫn là câu hỏi chưa có câu trả lời rõ ràng.

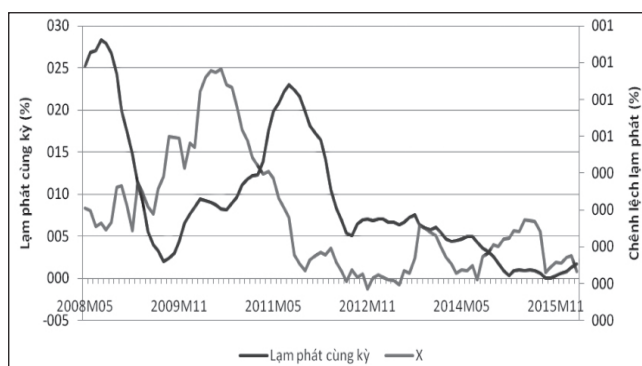
Một cách tiếp cận khác như Hubrich (2005), Hendry và Hubrich (2006, 2010) áp dụng là khai thác thông tin từ các chỉ số lạm phát thành phần

(disaggregate) để dự báo chỉ số lạm phát tổng thể (aggregate). Mặc dù chỉ số giá tổng thể, chẳng hạn như Chỉ số giá tiêu dùng (CPI), có thể được tách theo nhiều cách khác nhau, trong đó có thể tách theo khu vực địa lý [Hendry và Hubrich (2006)], nhưng các nhà kinh tế thường tách chỉ số CPI ra thành chỉ số giá hàng hóa công nghiệp, chỉ số giá năng lượng, chỉ số giá lương thực và chỉ số giá dịch vụ.

Chỉ số lạm phát lõi (CPI-core) thường được coi là sự thể hiện xu hướng của lạm phát, còn những biến động về giá năng lượng và giá lương thực thường được coi là nhiễu. Bởi vậy, nhiều nhà kinh tế sử dụng dự báo lạm phát lõi như là dự báo cho lạm phát tổng thể [xem Faust and Wright (2013)].

Trong bài viết này, chúng tôi sẽ áp dụng cách tiếp cận tách chỉ số lạm phát CPI theo khu vực thành thị và nông thôn, đồng thời khai thác thông tin từ sự chênh lệch tốc độ lạm phát giữa các chỉ số giá thành

HÌNH 1: MỐI QUAN HỆ GIỮA LẠM PHÁT CÙNG KỲ CỦA CÁC THÁNG TRONG NĂM, π_t^{12} , VÀ BIẾN SỐ X_t



Nguồn: Tổng cục Thống kê



phần này, để xây dựng mô hình dự báo lạm phát cho nền kinh tế Việt Nam trước 12 tháng.

Xây dựng mô hình dự báo

Cách tiếp cận

Các vùng miền trong một nền kinh tế thường có trình độ phát triển không đồng đều. Chẳng hạn, khu vực thành thị phát triển hơn khu vực nông thôn. Vì vậy, các biến động về kinh tế - tài chính, đặc biệt là về sức mua - yếu tố then chốt gây ra lạm phát - có thể thường xuyên xuất hiện ở khu vực thành thị trước, sau đó mới lan tỏa sang khu vực nông thôn.

Nói cách khác, tốc độ lạm phát của khu vực thành thị có tính dẫn dắt, nên sự chênh lệch giữa tốc độ lạm phát của khu vực thành thị so với tốc độ lạm phát của khu vực nông thôn (tốc độ lạm phát trên phạm vi cả nước) có thể là chỉ báo sớm, rằng xu hướng lạm phát trên phạm vi cả nước trong tương lai sẽ theo sau xu hướng lạm phát của khu vực thành thị.

Các kết quả nghiên cứu cho thấy lạm phát của khu vực thành thị có tính dẫn dắt và việc khai thác thông tin từ sự chênh lệch lạm phát giữa khu vực thành thị và khu vực nông thôn (hay trên phạm vi cả nước) là hữu ích trong việc đưa ra các dự báo về lạm phát trước 12 tháng.

Cách tiếp cận vừa được trình bày trong dự báo lạm phát khác với cách tiếp cận trong các mô hình đơn biến (univariate) ở chỗ, trong khi các mô hình đơn biến khai thác thông tin từ sự thay đổi tốc độ lạm phát của một nhóm hàng hóa tại các thời điểm khác nhau trong quá khứ (tại các biến trễ khác nhau) để dự báo tốc độ lạm phát của nhóm hàng hóa đó trong tương lai, thì cách tiếp cận thứ nhất khai thác thông tin từ sự chênh lệch giữa tốc độ lạm phát của cùng một nhóm hàng hóa tại các khu vực khác nhau tại cùng một thời điểm (tại cùng một biến trễ).

Chúng ta có thể so sánh 2 phương pháp nói trên thông qua ví dụ dự báo tốc độ chạy của một người trong cuộc thi marathon. Các mô hình đơn biến dự báo tốc độ chạy của một người trong tương lai dựa trên tốc độ chạy của chính người đó trong quá khứ. Còn phương pháp kia thực hiện dự báo tốc độ chạy của một người trong tương lai dựa trên cơ sở mức chênh lệch tốc độ chạy của người đó so với tốc độ chạy của người dẫn dắt tại cùng một thời điểm trong quá khứ, với giả định rằng tốc độ chạy của người được dự báo sẽ thay đổi để người đó có thể đuổi kịp người dẫn dắt.

Cách tiếp cận dựa trên sự chênh lệch về tốc độ lạm phát giữa các vùng miền hoàn toàn phù hợp với các lý thuyết kinh tế học, theo đó sự gia tăng mức chênh lệch giá của cùng một loại hàng hóa tại các vùng miền khác nhau sẽ thúc đẩy các hoạt động thương mại nhằm san bằng khoảng cách về giá giữa các khu vực. Chẳng hạn, khi giá cả tại khu vực thành thị tăng nhanh hơn so với khu vực nông thôn, hàng hoá sẽ được chuyển từ nông thôn ra thành thị nhiều hơn và khiến giá cả tại khu vực nông thôn (và trên phạm vi cả nước) tăng tốc theo.

Việc khai thác thông tin từ sự chênh lệch (spread) giá trị của các chuỗi thời gian tại cùng một thời điểm thường được ứng dụng trong các mô hình hiệu chỉnh sai số (Error Correction Models), khi phân tích, dự báo các biến số kinh tế - xã hội có mối quan hệ đồng liên kết (cointegration), ví dụ như mối quan hệ giữa lãi suất của các kỳ hạn khác nhau.

Mô hình

Để xây dựng mô hình dự báo lạm phát cho nền kinh tế Việt Nam, trước tiên chúng ta quy ước ký hiệu P_t là số giá CPI hàng tháng, lạm phát so với cùng kỳ năm trước của các tháng trong năm được định nghĩa

là $\pi_t^{12} = \frac{100(P_t - P_{t-12})}{P_{t-12}}$, còn lạm phát so với cùng kỳ 2 năm trước tính theo năm là $\pi_t^{24} = \frac{50(P_t - P_{t-24})}{P_{t-24}}$.

Hình 1 cho thấy mối quan hệ giữa lạm phát so với cùng kỳ năm trước của các tháng trong năm trên phạm vi cả nước π_t^{12} , với biến số X_t (chênh lệch lạm phát so với cùng kỳ 2 năm trước tính theo năm của khu vực thành thị và lạm phát so với cùng kỳ 2 năm trước tính theo năm trên phạm vi cả nước) tại Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 5/2008 đến tháng 3/2016. Theo Hình 1, X_t có xu hướng biến động trước π_t^{12} khoảng 1 năm.

Các kiểm định thống kê cho thấy, X_t và π_t^{12} là các biến liên kết bậc 1 [biến $I(1)$], nên từ mối quan hệ nói trên, chúng ta có thể xây dựng mô hình dự báo lạm phát cho nền kinh tế Việt Nam như sau:

$$\Delta\pi_t^{12} = \alpha\Delta\pi_{t-1}^{12} + \beta\Delta X_{t-12} + \gamma\Delta D0411_t + \delta\Delta D0912_t \quad (1)$$

Trong đó:

- π_t^{12} - Tốc độ lạm phát so với cùng kỳ năm trước của các tháng trong năm trên phạm vi cả nước tại thời điểm t ,

- X_t - Chênh lệch lạm phát so với cùng kỳ 2 năm trước tính theo năm của khu vực thành thị với lạm phát so với cùng kỳ 2 năm trước tính theo năm trên phạm vi nước tại thời điểm t ,

BẢNG 1: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG PHƯƠNG TRÌNH (1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
α	0.593087	0.068827	8.617008	0.0000
β	2.974830	0.959708	3.099724	0.0036
γ	2.367201	0.470198	5.034478	0.0000
δ	2.218823	0.665592	3.333607	0.0019
R-squared	0.806544	Mean dependent var		0.028605
Adjusted R-squared	0.791663	S.D. dependent var		1.397526
S.E. of regression	0.637887	Akaike info criterion		2.027096
Sum squared resid	15.86908	Schwarz criterion		2.190929
Log likelihood	-39.58257	Durbin-Watson stat		1.989294

BẢNG 2: KẾT QUẢ DỰ BÁO LẠM PHÁT CÙNG KỲ CỦA CÁC THÁNG TRONG NĂM TỪ THÁNG 12/2013 ĐẾN THÁNG 3/2017 (%)

THỜI GIAN	LẠM PHÁT THỰC TẾ	LẠM PHÁT DỰ BÁO	THỜI GIAN	LẠM PHÁT THỰC TẾ	LẠM PHÁT DỰ BÁO
2013M12	6.03	5.64	2015M08	0.61	0.49
2014M01	5.46	5.72	2015M09	0.00	0.74
2014M02	4.65	5.70	2015M10	-0.01	0.95
2014M03	4.39	5.67	2015M11	0.34	1.19
2014M04	4.45	5.64	2015M12	0.59	1.31
2014M05	4.72	5.54	2016M01	0.80	1.50
2014M06	4.98	5.72	2016M02	1.27	1.64
2014M07	4.94	5.79	2016M03	1.69	1.84
2014M08	4.31	6.08	2016M04		1.93
2014M09	3.63	4.56	2016M05		2.19
2014M10	3.23	3.60	2016M06		2.32
2014M11	2.61	2.98	2016M07		2.39
2014M12	1.84	2.54	2016M08		2.26
2015M01	0.94	2.11	2016M09		1.52
2015M02	0.34	1.67	2016M10		1.18
2015M03	0.93	1.32	2016M11		1.06
2015M04	0.99	0.97	2016M12		0.96
2015M05	0.95	0.82	2017M01		0.99
2015M06	1.00	0.70	2017M02		1.04
2015M07	0.90	0.72	2017M03		0.83

- $D0411_t$ - Biến giả cho giai đoạn từ tháng 4/2011 đến tháng 3/2012, khi nền kinh tế rơi vào tình trạng lạm phát cao,

- $D0912_t$ - biến giả cho giai đoạn từ tháng 9/2012 đến tháng 8/2014 (24 tháng), khi nền kinh tế chịu tác động mạnh từ các cuộc điều chỉnh giá bằng biện pháp hành chính của Nhà nước, đặc biệt là cuộc điều chỉnh giá vào tháng 9/2012;

- Δ - chênh lệch của các biến số tại thời điểm t so với thời điểm $t - 1$;

- $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ - các hệ số.

Kết quả dự báo

Số liệu CPI hàng tháng tại khu vực thành thị cũng như trên phạm vi cả nước của Việt Nam từ tháng 5/2006 đến tháng 3/2016 được lấy từ website của Tổng cục Thống kê. Dự báo ngoài mẫu được thực hiện bằng phương pháp động (dynamic) với mô hình (1) như sau:

Đầu tiên, chúng tôi sử dụng số liệu CPI từ tháng 5/2006 đến tháng 12/2012 để ước lượng phương trình (1). Kết quả ước lượng phương trình (1) được thể hiện ở Bảng 1 cho thấy lạm phát của khu vực thành thị có tính dẫn dắt đối với lạm phát của khu vực nông thôn cũng như trên phạm vi cả nước ($\beta > 0$ và có mức ý nghĩa truyền thống).

Sau đó chúng tôi sử dụng mô hình được ước lượng để thực hiện dự báo π_t^{12} cho giai đoạn từ tháng 1/2013 đến tháng 3/2017 với các biến X_{t-12} , $D0411_t$, $D0912_t$ và Δ . Kết quả dự báo trước 12 tháng cho giai đoạn từ tháng 12/2013 đến tháng 3/2017 được trình bày tại bảng 2.

Theo kết quả dự báo tại Bảng 2, sai số dự báo (Root Mean Square Error) được tính cho cả giai đoạn từ tháng 12/2013 đến tháng 3/2016 là 0,8%.

Như vậy, các kết quả nghiên cứu đã trình bày ở trên cho thấy lạm phát của khu vực thành thị có tính dẫn dắt và việc khai thác thông tin từ sự chênh lệch lạm phát giữa khu vực thành thị và khu vực nông thôn (hay trên phạm vi cả nước) là hữu ích trong việc đưa ra các dự báo về lạm phát trước 12 tháng.

Tài liệu tham khảo:

1. Boughton J. M., Branson W. H., Muttardy A. (1989). *Commodity Prices and Inflation: Evidence from Seven Large Industrial Countries*. NBER Working Paper No. 3158, November 1989;
2. Faust, J. & Wright, J. H. (2013). *Forecasting inflation*. *Handbook of Economic Forecasting*, 2A, 3-56;
3. Hendry D. F., Hubrich K. (2006). *Forecasting Economic Aggregates by Disaggregates*. ECB Working Paper Series No. 589, February 2006;
4. Hendry D. F., Hubrich K. (2010). *Combining Disaggregates Forecasts or Combining Disaggregate Information to Forecast an Aggregate*. ECB Working Paper Series No. 1155, February 2010;
5. Hubrich, K. (2005). *Forecasting euro inflation: Does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy?* *International Journal of Forecasting*, 1, 119-136.