

MỐI QUAN HỆ ĐÁNH ĐỔI GIỮA ỔN ĐỊNH SẢN LƯỢNG VÀ ỔN ĐỊNH LẠM PHÁT TRONG ĐIỀU HÀNH CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ

THE INFLATION–OUTPUT STABILITY TRADE-OFF AND MONETARY POLICY

Hồ Thị Lam¹

Trần Ngọc Thọ²

Ngày nhận bài: 30/11/2018 Ngày chấp nhận đăng: 04/01/2019 Ngày đăng: 05/4/2019

Tóm tắt

Nghiên cứu này điều tra thực nghiệm mối quan hệ đánh đổi giữa ổn định sản lượng và ổn định lạm phát trong thực thi chính sách tiền tệ bằng cách xem xét mối quan hệ của phương sai có điều kiện của hai biến trong một khung phân tích GARCH-BEKK đa chiều. Sử dụng dữ liệu trong giai đoạn 1959 – 2017 ở Anh, chúng tôi tìm thấy bằng chứng thực nghiệm hỗ trợ mối quan hệ đánh đổi mà cơ quan tiền tệ phải đối mặt giữa ổn định sản lượng và ổn định lạm phát trong giai đoạn nghiên cứu. Điều này gợi ý về một “lựa chọn chính sách” thay thế lý thuyết đường cong Phillips trong điều hành chính sách tiền tệ ở các quốc gia.

Từ khóa: Chính sách tiền tệ, lạm phát, tăng trưởng, sản lượng, đánh đổi.

Abstract

This paper empirically investigates the inflation–output stability trade-off by examining the stochastic behavior of the conditional variances of output and inflation in light of a bivariate GARCH-BEKK model and data from 1959 to 2017 in the UK. Statistical support for the hypothesized volatility trade-off during the research period. This suggests a “policy menu” to replace the Phillips curve theory of monetary policy operating in countries.

Keywords: Monetary policy, inflation, economic growth, output, trade-off.

1. Giới thiệu

Trong thập kỷ vừa qua, thế giới đã chứng kiến những bất ổn nghiêm trọng trong kinh tế vĩ mô. Khủng hoảng kinh tế tài chính năm 2008 với lạm phát cao và tăng trưởng sụt giảm nghiêm trọng ở hầu hết các quốc gia trên thế giới. Tiếp theo đó, khủng hoảng nợ công ở Hy Lạp năm

2009 và sau đó đã nhanh chóng lan sang các nước khác như Bồ Đào Nha, Tây Ban Nha, Italy và Pháp dẫn đến khủng hoảng nợ công Châu Âu. Bên cạnh đó, bắt nguồn từ Tây Ban Nha, khủng hoảng hệ thống ngân hàng với nợ xấu ở mức cao đã gây khó khăn cho cả khu vực. Ngoài ra, những bất ổn trên thị trường chứng

¹ Trường Đại học Tài chính – Marketing, Email: holam@ufm.edu.vn

² Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh, Email: thotcdn@ueh.edu.vn

khoán Trung Quốc năm 2016 kéo theo sự rối loạn của thị trường chứng khoán các quốc gia khác. Những bất ổn liên tục và có tác động lan tỏa giữa các quốc gia trong một môi trường hội nhập toàn cầu khiến các cơ quan tiền tệ ngày càng chú trọng đến mục tiêu ổn định kinh tế vĩ mô trong hoạch định chính sách (Castelnuovo, 2006). Ổn định kinh tế vĩ mô có nhiều lợi ích. Lạm phát ổn định giúp cải thiện chức năng của thị trường tài chính, giúp các tác nhân kinh tế lập kế hoạch dễ dàng hơn và giảm bớt chi phí cho việc phòng ngừa rủi ro lạm phát. Biến động sản lượng giảm hàm ý việc làm ổn định hơn và giảm mức độ bất ổn kinh tế đối với hộ gia đình và doanh nghiệp. Giảm biến động sản lượng cũng liên quan chặt chẽ với việc suy thoái kinh tế là ít thường xuyên hơn và ít nghiêm trọng hơn (Bernanke, 2004).

Gần đây, phần lớn các cơ quan tiền tệ ở các quốc gia đều theo đuổi mục tiêu ổn định giá và duy trì lạm phát ở mức thấp, bằng cách đặt ra mức lạm phát mục tiêu, với công cụ chính sách là lãi suất (Dittmar, Gavin & Kydland, 1999; Cecchetti & Ehrmann, 2002; Arestis & Mouratidis, 2004; Castelnuovo, 2006; King, 2013). Tuy nhiên, theo đuổi mục tiêu lạm phát có thể khiến các quốc gia phải đánh đổi bằng việc đối diện với biến động sản lượng cao hơn (Cecchetti, Flores-lagunes, & Krause, 2006; Stephen Cecchetti & Ehrmann, 2002; Taylor, 1979, 1994). Khác với mối quan hệ đánh đổi được hàm ý bởi đường cong Phillips truyền thống, trong đó tồn tại mối quan hệ đánh đổi trong ngắn hạn giữa mức độ lạm phát và sản lượng, ngày nay, các nghiên cứu tập trung xem xét sự lựa chọn chính sách giữa biến động lạm phát và biến động sản lượng trong dài hạn (Lee, 2002; Bernanke, 2004). Có một sự đồng thuận chung rằng không tồn tại mối quan hệ đánh đổi trong dài hạn giữa mức sản lượng và tỷ lệ lạm

phát, một số nhà kinh tế lập luận rằng khi một nền kinh tế bị tác động bởi các cú sốc kinh tế, mối quan hệ đánh đổi lạm phát-sản lượng trong ngắn hạn có thể dẫn đến kết quả là một sự đánh đổi trong biến động lạm phát-biến động sản lượng vĩnh viễn (Fuhrer, 1997; Lee, 2002).

Mặc dù nhiều nghiên cứu trước đây chú trọng nghiên cứu tương quan giữa giá cả và sản lượng (Mankiw, 1989; Mitchell, 1994; Cover & Hueng, 2003; Cover & Pecorino, 2007), các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa phương sai của các biến này vẫn còn hạn chế. Trong số các nghiên cứu được thực hiện để xem xét tương quan giữa phương sai của sản lượng và lạm phát, hầu hết các nghiên cứu quan tâm đến khía cạnh lý thuyết (Fuhrer, 1997; Ndou & *ctg*, 1999; Bernanke, 2004; Mishkin & Schmidt-Hebbel, 2007), trong khi số ít các nghiên cứu tìm hiểu mối quan hệ trên khía cạnh thực nghiệm lại chủ yếu tập trung vào Mỹ hoặc các nước EU (Lee, 1999, 2002).

Nghiên cứu này được thực hiện với mục tiêu kiểm định mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát mà các cơ quan tiền tệ phải đối mặt trong hoạch định chính sách tại Anh. Chính sách tiền tệ ở Anh đã thay đổi đáng kể trong những thập kỷ qua. Nước Anh đã chứng kiến sự ra đời của kiểm soát tín dụng và cạnh tranh (Competition & Credit Control, 1971), sau đó là loại bỏ các ràng buộc và kiểm soát tiền tệ chặt chẽ (Hendry & Ericsson, 1991) cũng như áp dụng chế độ lạm phát mục tiêu trong thực thi chính sách tiền tệ. Trong khi nhiều nghiên cứu cho rằng chính sách lạm phát mục tiêu đã thành công trong việc tăng tính minh bạch của chính sách tiền tệ và giảm đáng kể tỷ lệ lạm phát ở các quốc gia áp dụng, mà không có bất kỳ hậu quả tiêu cực đối với sản lượng (Mishkin & Posen, 1997). Trong khi các nghiên cứu khác cho thấy việc neo lạm phát

vào một tỷ lệ cố định có thể dẫn đến sự đánh đổi là biến động biến động sản lượng lớn hơn và ảnh hưởng đến các điều kiện kinh tế vĩ mô khác như việc làm (Cecchetti, Flores-Lagunes & Krause, 2006). Anh là quốc gia thực hiện chế độ lạm phát mục tiêu trong khuôn khổ chính sách tiền tệ từ rất sớm vào năm 1992 (Mishkin & Schmidt-Hebbel, 2002, 2007). Ủy ban Chính sách tiền tệ của NHTW Anh đã được trao trách nhiệm duy nhất vào năm 1998 để thiết lập lãi suất để phù hợp với lạm phát chỉ số giá bán lẻ của Chính phủ (RPI) mục tiêu là 2,5% (*Key Monetary Policy Dates Since 1990*). Mục tiêu thay đổi thành 2% trong tháng 12 năm 2003 khi chỉ số giá tiêu dùng (CPI) thay thế chỉ số giá bán lẻ làm chỉ số lạm phát của Anh (King, 2003). NHTW Anh đã tiên phong trong việc tạo ra cách để truyền đạt thông tin cho công chúng, đặc biệt là thông qua Báo cáo lạm phát, đã được nhiều ngân hàng trung ương khác mô phỏng (Mishkin & Posen, 1997). NHTW Anh cho rằng, điều này giúp mọi người dễ dàng lên kế hoạch cho tương lai, nếu lạm phát là quá cao hoặc biến động nhiều, rất khó cho các doanh nghiệp để thiết lập mức giá phù hợp và công chúng cũng khó khăn trong việc lên kế hoạch chi tiêu của họ. Nhưng nếu lạm phát quá thấp hoặc âm, thì một số người có thể giảm chi tiêu bởi vì họ hy vọng giá giảm. Nếu mọi người giảm chi tiêu của họ thì hoạt động của các công ty có thể trì trệ và mọi người có thể mất việc làm¹. Việc theo đuổi lạm phát mục tiêu đã đem lại sự ổn định nhất định cho nền kinh tế Anh (Mishkin & Posen, 1997). Tuy nhiên, gần đây, với việc Anh bắt đầu tiến trình rời khỏi Liên minh Châu Âu (được gọi là Brexit) vào đầu năm 2017, lạm phát đã nhảy vọt sau cuộc trưng cầu dân ý vào tháng 6 năm 2016. Viễn cảnh Brexit khiến đồng

bảng mất giá mạnh so với hàng loạt các đồng tiền khác, dẫn đến giá nhập khẩu tăng, kéo theo giá các loại hàng hóa cũng gia tăng. Điều này đã gây sức ép lên tăng trưởng của kinh tế khắp nước Anh. Và gây ra áp lực cho cơ quan thực thi chính sách tiền tệ trong việc đạt được ổn định kinh tế vĩ mô. Bối cảnh nêu trên khiến cho Anh là một trường hợp nghiên cứu thú vị về mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát.

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu theo tháng được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Federal Reserve Bank of St. Louis và Quỹ Tiền tệ Thế giới (IMF) với mô hình GARCH – BEKK, kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát trong giai đoạn nghiên cứu ở cả hai quốc gia.

Phần còn lại của nghiên cứu được cấu trúc như sau, phần tiếp theo trình bày tóm tắt cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu có liên quan. Phần 3 giải thích phương pháp kinh tế lượng được sử dụng để điều tra sự tồn tại của mối quan hệ đánh đổi này. Cụ thể chúng tôi thảo luận chi tiết về phương pháp mô hình hóa biến động ngẫu nhiên của lạm phát và lỗi hồng sản lượng bằng mô hình GARCH – BEKK trong phần này. Phần này cũng trình bày nguồn gốc và đặc tính dữ liệu nghiên cứu. Kết quả kiểm định và thảo luận được trình bày ở phần 4 và cuối cùng, chúng tôi kết luận.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây

Trong số các nghiên cứu ngày càng tăng về các quy tắc chính sách tiền tệ được thực hiện cho tới nay, nhiều nghiên cứu hàm ý về một mối quan hệ đánh đổi giữa biến động lạm phát và biến động lỗi hồng sản lượng (Phelps & Taylor, 1977; Taylor, 1979, 1994; Fuhrer, 1997; Ndou & ctg, 1999). Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng mối quan hệ đánh đổi trong ngắn hạn giữa mức độ

¹ Theo <https://www.bankofengland.co.uk/monetary-policy/inflation>.

lạm phát và lỗ hồng sản lượng (như được mô tả bởi đường cong Phillips) hàm ý một mối quan hệ đánh đổi trong dài hạn giữa phương sai (biến động) tương ứng của chúng (Bernanke, 2004).

Mục tiêu của các NHTW trong thực hiện chính sách tiền tệ là duy trì sự ổn định về giá cũng như ổn định nền kinh tế thực nhằm giảm thiểu tổn thất của nền kinh tế do tác động của các cú sốc. Để đạt được điều này, các nhà hoạch định chính sách sử dụng công cụ lãi suất để điều tiết nền kinh tế với mục đích tối thiểu hóa hàm tổn thất kỳ vọng (Taylor, 1979, 1994). Cecchetti (2000) và Cecchetti, Flores-Lagunes & Krause (2006), bên cạnh những nghiên cứu khác nữa, cho rằng mối quan hệ đánh đổi giữa biến động lỗ hồng sản lượng và biến động lạm phát chỉ tồn tại khi nền kinh tế đối mặt với cú sốc cung (tức là cú sốc chi phí đẩy). Bernanke (2004) minh họa đơn giản mối quan hệ này như sau:

“... xem xét ví dụ kinh điển về một cú sốc tổng cung, giá dầu tăng mạnh do gián đoạn nguồn cung từ nước ngoài. Theo phân tích thông thường, giá dầu tăng làm gia tăng mức giá tổng thể (sự gia tăng tạm thời trong lạm phát) trong khi làm giảm sản lượng và việc làm. Do đó, các nhà hoạch định chính sách tiền tệ phải đối mặt với một sự lựa chọn khó khăn. Nếu họ chọn thắt chặt chính sách (tăng lãi suất ngắn hạn) để bù đắp ảnh hưởng của cú sốc giá dầu đến mức giá chung, họ có thể phải chấp nhận mức giảm sản lượng nghiêm trọng hơn. Ngược lại, nếu các nhà hoạch định chính sách chọn giảm tác động của cú sốc giá dầu đến sản lượng, hành động của họ có thể làm trầm trọng thêm tác động đến lạm phát. Do đó, đối mặt với sự xuất hiện liên tục của cú sốc tổng cung như cú sốc giá dầu, các nhà hoạch định chính sách tiền tệ buộc phải lựa chọn giữa ổn định sản lượng và ổn định lạm phát...”

Taylor (1979, 1994) lập luận mối quan hệ đánh đổi biến động tồn tại dựa trên hành vi tối ưu hóa của NHTW trong việc thực thi chính sách tiền tệ để giảm thiểu tổn thất của nền kinh tế trước các tác động không lường trước được của các cú sốc. Theo đó, NHTW cố gắng để tối thiểu hóa giá trị kỳ vọng của hàm tổn thất bậc hai, phụ thuộc vào tính năng động của cấu trúc nền kinh tế (sản lượng và lạm phát) như làm một hàm của công cụ chính sách (lãi suất) (Taylor, 1979; Arestis & Mouratidis, 2004):

$$\mathcal{L} = E[\lambda (\pi - \pi^*)^2 + (1 - \lambda) (y - y^*)^2] \quad (1)$$

Trong đó, E biểu thị toán tử kỳ vọng, π là lạm phát và y là log của tổng sản lượng của nền kinh tế, π^* thể hiện mức lạm phát mục tiêu và y^* là sản lượng tiềm năng. Trọng số λ đo lường sự ưa thích biến động lạm phát của các nhà hoạch định chính sách ($0 \leq \lambda \leq 1$).

Về thực nghiệm, đã có một số nghiên cứu điều tra mối quan hệ đánh đổi này, song rất ít (Fuhrer, 1997; Lee, 1999, 2004; Taylor, 1994). Các nghiên cứu này đi đến một kết luận chung rằng bất kỳ cố gắng nào để đạt được ổn định lạm phát đều dẫn đến biến động sản lượng tiềm năng cao hơn.

Cecchetti & Ehrmann (2002) kiểm định sự đánh đổi biến động và so sánh sự khác biệt giữa các quốc gia theo đuổi lạm phát mục tiêu và các quốc gia không theo đuổi lạm phát mục tiêu trong một mẫu gồm 23 quốc gia phát triển và đang phát triển. Kết quả của họ cho thấy rằng, các nước theo đuổi lạm phát mục tiêu và 9 quốc gia EU gán trọng số cao hơn đối với biến động lạm phát trong hàm tổn thất so với các quốc gia còn lại.

Arestis & Mouratidis (2004) điều tra mối quan hệ giữa biến động lạm phát và biến động sản lượng đối với 9 nước Liên minh châu Âu

và so sánh sự khác biệt trong mối quan hệ này trong hai giai đoạn trước và sau hiệp ước Maastricht. Sử dụng mô hình biến động ngẫu nhiên (*stochastic volatility model*) với dữ liệu hàng quý, các tác giả cho thấy mối quan hệ đánh đổi đã cải thiện trong hầu hết các quốc gia sau khi thực hiện hiệp ước, tuy nhiên mức độ cải thiện là khác nhau giữa các quốc gia trong mẫu, do tác động của cấu trúc kinh tế.

Erceg, Henderson & Levin (1998) cũng phát triển một mô hình DSGE dựa trên hành vi của người tiêu dùng và của doanh nghiệp dưới các điều kiện khác nhau về tính cứng nhắc của giá cả và tiền lương. Các tác giả tập trung vào đường biên hiệu quả của chính sách tiền tệ được định nghĩa bởi một không gian hai chiều gồm biến động lạm phát giá, lạm phát tiền lương và biến động lỗ hồng sản lượng. Họ tìm thấy bằng chứng về mối quan hệ đánh đổi biến động tồn tại trong điều kiện tiền lương danh nghĩa cứng nhắc, bất kể giá cả có dính hay không. Ngoài ra, kết quả cho thấy đường cong đánh đổi mà chính sách tiền tệ phải đối mặt là khá phẳng, hàm ý có thể làm giảm biến động sản lượng tiềm năng mà không phải đánh đổi bằng biến động quá cao trong lạm phát.

$$y_t = \theta_{1,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{1,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1,j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{1,j+1} oil_{t-j} + u_{1,t} \quad (2)$$

$$\pi_t = \theta_{2,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2,j+1} oil_{t-j} + u_{2,t} \quad (3)$$

Phương trình (2) thể hiện hàm tổng cầu, trong đó, lỗ hồng sản lượng (y_t) là một hàm của độ trễ của chính nó, độ trễ của lãi suất danh nghĩa (i_t), độ trễ của độ lệch lạm phát so với mục tiêu (π_t) và độ trễ của biến ngoại sinh là độ lệch của giá dầu so với xu hướng của nó

Lee (1999, 2002) sử dụng mô hình GARCH đa biến để mô hình hóa mối quan hệ giữa biến động lỗ hồng sản lượng và biến động lạm phát bằng moment bậc hai của chúng với trường hợp của Mỹ. Kết quả cho thấy tồn tại mối tương quan âm giữa biến động của 2 biến, tuy nhiên mối tương quan này thay đổi giữa các giai đoạn khác nhau và độ dốc của đường cong đánh đổi là tương đối phẳng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Không giống với ước lượng mối quan hệ đánh đổi được hàm ý bởi đường cong Phillips truyền thống có thể được thực hiện trực tiếp từ các hệ số hồi quy ước lượng được, mối quan hệ đánh đổi biến động phải được xem xét trong điều kiện biến đổi các hệ số hồi quy ước lượng được từ một mô hình kinh tế lượng để tính toán sự đánh đổi biến động. Do đó, mối quan hệ này chỉ được xem xét dựa vào một mô hình cụ thể, hoặc một lý thuyết (Taylor, 2006). Theo sau Mishkin & Schmidt-Hebbel (2007); Rudebusch & Svensson (1999), chúng tôi kiểm định mối quan hệ giữa biến động của lỗ hồng sản lượng và biến động lạm phát sử dụng mô hình tổng cung và tổng cầu động. Xem xét:

(oil_t)². Phương trình (3) thể hiện một đường cong Phillips, trong đó, độ lệch của lạm phát so với mục tiêu của nó là một hàm của độ trễ của chính nó, độ trễ của độ lệch giá dầu từ xu hướng HP (oil_t) và độ trễ của lỗ hồng sản lượng. Cuối cùng, $u_{1,t}$ và $u_{2,t}$ là các hạng nhiễu.

² Xu hướng của giá dầu thu được từ sử dụng kỹ thuật bộ lọc Hodrick – Prescott (HP Filter).

Giả thuyết về mối quan hệ đánh đổi biến động của lỗ hồng sản lượng và lạm phát được kiểm định với quá trình GARCH (p, q) hai chiều, như được thảo luận bởi (Engle & Kroner, 1995).

Mô hình GARCH đa biến (Multivariate GARCH – MGARCH) được phát triển từ mô hình ARCH và mô hình GARCH đơn biến bởi Engle (1982) và Bollerslev (1986) a new class of stochastic processes called autoregressive conditional heteroscedastic (ARCH, tương ứng. Với các mô hình ước lượng tuyến tính, thông thường chúng ta phải giả định là phương sai của phần dư là hằng số hay chúng không thay đổi theo thời gian. Tuy nhiên với các dữ

$$u_t = H_t^{1/2} v_t$$

Trong đó H_t là ma trận phương sai - hiệp phương sai đối xứng của hai tài sản, v_t là một quá trình nhiễu trắng (white noise process). Một ràng buộc phải được thỏa mãn cho mô hình đó là ma trận H_t phải dương, do đó, Engle & Kroner (1995) đã tiến hành tham số hóa tổng quát trên phương trình phương sai với việc tối thiểu hóa các tham số phải ước lượng nhưng vẫn đảm bảo tính xác định dương của ma trận H_t được gọi là mô hình BEKK. Mô hình GARCH-BEKK (1, 1) như sau:

$$H_t = C^T C + A^T u_{t-1} u_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B \quad (5)$$

Với C là ma trận tam giác dưới 2×2 . A và B là các ma trận 2×2 . Các thành phần của ma trận A , a_{ij} ($\forall_{i,j} = 1,2$), phản ánh hiệu ứng ARCH của biến động. Trong đó, yếu tố ngoài đường chéo a_{ij} ($i \neq j$) của ma trận A chỉ ra tác động của sai số bình phương trong quá khứ của lỗ hồng sản lượng hoặc lạm phát đến phương sai có điều kiện của biến còn lại. Các thành phần của ma trận B , b_{ij} ($\forall_{i,j} = 1,2$), phản ánh hiệu ứng

liệu chuỗi thời gian, phương sai của phần dư thường cũng sẽ thay đổi theo thời gian. Các mô hình ARCH và GARCH được sử dụng rộng rãi bởi vì chúng tính đến phương sai thay đổi theo thời gian của một chuỗi thời gian biến duy nhất, nhưng chúng không tính đến sự tương tác của các phương sai. Mô hình MGARCH tương tự mô hình GARCH đơn biến nhưng bên cạnh giá trị phương sai thay đổi, mô hình sẽ bao gồm giá trị hiệp phương sai thay đổi theo thời gian và tính đến tác động lan tỏa giữa các chuỗi biến.

Mô hình GARCH (1, 1) hai chiều được mô hình hóa như sau:

$$H_t = c + Au_{t-1}^2 + BH_{t-1} \quad (4)$$

GARCH của biến động, cung cấp các giải thích về tác động của phương sai có điều kiện trong quá khứ đến mức độ phương sai có điều kiện ở hiện tại. Cụ thể, các yếu tố nằm trên đường chéo (b_{11} và b_{22}) phản ánh mức độ dai dẳng của phương sai có điều kiện của từng chuỗi biến tương ứng. Yếu tố ngoài đường chéo b_{ij} ($i \neq j$) của ma trận B chỉ ra sự tồn tại của sự lan truyền (mối quan hệ đánh đổi) giữa biến động lỗ hồng sản lượng và lạm phát, theo đó giải thích tương quan giữa phương sai có điều kiện của một biến với phương sai có điều kiện trong quá khứ của biến còn lại (Lee, 2002, 2004). $h_{11,t}$ biểu thị phương sai có điều kiện của lỗ hồng sản lượng, $h_{12,t}$ biểu thị hiệp phương sai có điều kiện của mức (level) lỗ hồng sản lượng và lạm phát, $h_{22,t}$ biểu thị phương sai có điều kiện của lạm phát. Mối quan hệ giữa $h_{11,t}$ và $h_{22,t}$ là trung tâm của mối quan hệ đánh đổi. Bằng việc ràng buộc tất cả các hệ số ở bên phải của phương trình (5) ở dạng bình phương, phương trình (5) luôn đảm bảo tính xác định dương của H_t .

Như được chỉ ra trong Enders (2015), việc ước lượng các tham số trong mô hình BEKK có thể có vấn đề bởi vì số lượng lớn các tham số rất lớn. Với mục tiêu xem xét mối quan hệ tương tác của các phương sai có điều kiện được cung cấp bởi đặc điểm kỹ thuật trong (5) và làm giảm các tham số cần ước tính, đầu tiên, chúng tôi ước lượng phương trình (2) và (3) như là một mô hình near-VAR với phương pháp hồi quy SURs (*seemingly unrelated equations*)³ để thực hiện các kiểm định độ trễ tối ưu cho từng biến độc lập trong từng phương trình. Chúng tôi bắt đầu ước lượng near-VAR với sáu độ trễ của mỗi biến. Kiểm định F được thực hiện để xác định độ trễ thích hợp cho mỗi biến trong mỗi phương trình. Sau khi lựa chọn độ trễ tối ưu cho các phương trình trung bình (*mean equations*), chúng tôi ước tính toàn bộ hệ thống sử dụng đặc tả BEKK với phương pháp ước lượng maximum-likelihood.

Thuật toán BFGS (Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno) được sử dụng để tạo ra các ước lượng tham số likelihood cực đại (maximum likelihood) và sai số chuẩn tiệm cận tương ứng của chúng. Các phần dư chuẩn hóa (standardized residuals) v_t của một mô hình với kỹ thuật ước lượng hợp lý (properly specified model) phải là một quá trình nhiễu trắng, có nghĩa chúng có phân phối i.i.d. Do đó, để kiểm định tính thích hợp của mô hình, cuối cùng, chúng tôi sử dụng thống kê Q Ljung-Box để kiểm tra đặc tính ngẫu nhiên của các phần dư v_t .

³ Trên cơ sở phương pháp hồi quy OLS cổ điển, Zellner (1962) đã đề xuất mô hình hồi quy tuyến tính tổng quát bao gồm nhiều phương trình hồi quy, mỗi phương trình đều có biến phụ thuộc riêng và các biến giải thích. Theo Greene (2012), mỗi phương trình đó có thể được hồi quy một cách riêng biệt và vì thế chúng được gọi là các phương trình dường như không liên quan.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Các kiểm định thực nghiệm được thực hiện trên dữ liệu hàng tháng của Anh, trong giai đoạn từ 1959:01 đến 2017:12. Dữ liệu được thu thập từ cơ sở dữ liệu Thống kê tài chính quốc tế của IMF và Federal Reserve Bank of St. Louis. Các chuỗi dữ liệu được sử dụng cho nghiên cứu bao gồm lỗ hổng sản lượng, lãi suất danh nghĩa ngắn hạn, lạm phát và giá dầu.

Lỗ hổng sản lượng (y_t) được đo lường bằng sự khác biệt giữa sản lượng thực và sản lượng tiềm năng. Trong đó, chỉ số sản xuất công nghiệp được sử dụng để đại diện cho sản lượng thực trong nền kinh tế. Mặc dù, tổng sản phẩm quốc nội (GDP) là một đại diện tốt hơn cho tổng sản lượng của nền kinh tế (Lee, 2004), song không sẵn có với tần suất tháng. Khi tổng sản lượng của nền kinh tế gia tăng, sản xuất đòi hỏi phải tăng lên để đáp ứng nhu cầu cao hơn. Mặt khác khi nền kinh tế trì trệ, sản xuất sẽ giảm đi để phản ánh nhu cầu giảm xuống. Vì vậy, IIP có thể cung cấp một chỉ tiêu tốt để đại diện cho tổng sản lượng theo tháng (Bernanke & ctg, 1997; Hamilton & Herrera, 2004). Bởi vì cần ít nhất 150 quan sát để có được ước lượng tin cậy cho mỗi quan hệ đánh đổi biến động (Cecchetti, Flores-Lagunes & Krause, 2006), tần suất tháng là hiệu quả hơn để ước lượng nhằm đảm bảo số lượng quan sát tối thiểu. Lee (2002, 2004); Arestis & Mouratidis (2004) trong số các nghiên cứu khác cũng sử dụng IIP để ước tính mối quan hệ giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát. Phương pháp được sử dụng để trích xuất sản lượng tiềm năng từ mức sản lượng thực là phương pháp bộ lọc HP (Hodrick & Prescott, 1997), với xu hướng thu được từ sử dụng bộ lọc hai mặt giúp giảm thiểu chênh lệch sản lượng xung quanh xu hướng, theo đó, đường xu hướng trở nên mịn hơn (Cobham, Macmillan & Mcmillan, 2004).

Độ lệch lạm phát được đo lường bởi độ lệch của chính nó so với mức mục tiêu. Trong đó, tỷ lệ lạm phát là sự thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng (CPI) so với cùng kỳ năm trước. Lạm phát mục tiêu được xem xét thông qua xu hướng từ bộ lọc HP. Cách thức đo lường này đã được nhiều nghiên cứu trước đây sử dụng trong xác định hàm tổn thất của nền kinh tế (Cecchetti, 1999; Lee, 2004; Cecchetti, Flores-Lagunes & Krause, 2006; Mishkin & Schmidt-Hebbel, 2007).

Lãi suất danh nghĩa ngắn hạn được sử dụng là lãi suất thị trường tiền tệ. Lãi suất thị trường tiền tệ là lãi suất cho vay liên ngân hàng kỳ hạn ngắn nhất, thường được biểu thị bằng lãi suất bình quân liên ngân hàng qua đêm. Lãi suất thị trường tiền tệ là mức lãi suất thấp nhất mà các trung gian tài chính nhận tiền gửi có thể vay được trên thị trường bởi kỳ hạn vay ngắn nhất và mức độ rủi ro thấp nhất. Do đó, lãi suất này được coi là lãi suất tham chiếu để các tổ chức tín dụng thiết lập các mức lãi suất khác nhau trên thị trường tài chính. Dữ liệu lãi suất thị trường tiền tệ cũng được lựa chọn với lý do về tính sẵn có của dữ liệu này ở tất cả các quốc gia trong mẫu nghiên cứu, cũng như đảm bảo được độ dài dữ liệu tối thiểu⁴. Lee (2002) cũng sử dụng lãi suất thị trường tiền tệ để đại diện cho quan điểm chính sách tiền tệ và kiểm định mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát.

Trong khi, độ lệch giá dầu được sử dụng để đại diện cho tác động của cú sốc cung (cú sốc chi phí đẩy). Độ lệch giá dầu được tính toán giữa giá dầu thực tế so với xu hướng từ bộ lọc HP. Chúng tôi sử dụng giá giao ngay của dầu thô West Texas Intermediate (WTI). Theo

⁴ Các ước lượng thay thế với các loại lãi suất ngắn hạn khác nhau như lãi suất chính sách, lãi suất cho vay, lãi suất tiền gửi, lãi suất chiết khấu đều cho kết quả tương tự nhau.

Kilian & Vigfusson (2011), “*những biến tiềm năng nhất để đại diện cho biến giá dầu bao gồm giá dầu thô West Texas Intermediate, giá sản xuất dầu thô của Mỹ, chi phí nhập khẩu dầu thô của các nhà máy lọc dầu của Mỹ... Không có sự đồng thuận chung nào trong việc sử dụng giá dầu*”. Hơn nữa, Elder & Serletis (2010) trong khi điều tra về tác động của bất ổn giá dầu đến hoạt động kinh tế thực cũng báo cáo kết quả không có nhiều thay đổi khi thay thế các biến khác nhau để đo lường giá dầu.

Trước khi đi vào trả lời câu hỏi nghiên cứu, chúng tôi áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller mở rộng (ADF) để xem xét liệu các chuỗi dữ liệu nghiên cứu có dừng hay không. Yếu tố dừng hay không dừng của chuỗi dữ liệu theo thời gian có thể ảnh hưởng mạnh mẽ đến các thuộc tính và hành vi của biến số đó, do đó việc hồi quy tuyến tính thông thường với các chuỗi không dừng có thể đem đến kết quả giả tạo. Vì vậy, kiểm định tính dừng là cần thiết trước khi đi vào nghiên cứu mối quan hệ giữa các chuỗi dữ liệu theo thời gian. Nếu các chuỗi dữ liệu là không dừng nhưng chúng có mối quan hệ đồng liên kết (được phát hiện qua kiểm định đồng liên kết), yếu tố hiệu chỉnh sai số cần được thêm vào phương trình hồi quy để phản ánh đúng mối quan hệ của các biến trong ngắn hạn, đồng thời có thể nắm bắt được mối quan hệ của chúng trong dài hạn.

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả cho các biến nghiên cứu. Thống kê mô tả cho thấy, hầu hết các biến đều có trung bình bằng 0 ở các quốc gia nghiên cứu, ngoại trừ lãi suất. Trung bình bằng 0 là kết quả của quá trình loại bỏ xu hướng ở các biến lỗi hồng sản lượng, lạm phát và độ lệch giá dầu. Tuy nhiên, phương sai của các biến dữ liệu của Anh lớn hơn trong trường hợp của Mỹ. Phương sai của lỗi hồng sản lượng của Mỹ là 0.75 và biến động của lỗi hồng sản lượng

của Anh là cao hơn, ở mức 1.38. Phương sai của lạm phát ở Anh là 1.08, lớn hơn mức biến động lạm phát của Mỹ là 0.38. Lãi suất thị trường

tiền tệ trung bình ở Mỹ thấp hơn (4.85%/năm), trong khi, chi phí tài trợ ở Anh là đắt đỏ hơn và có biến động cao hơn (trung bình 16.17%/năm).

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

	<i>y</i>	π	<i>i</i>	<i>oil</i>
Trung bình	0.00	0.00	6.94	0.00
Phương sai	1.38	1.08	16.17	28.72
Skewness	-0.78***	0.40***	0.31***	0.98***
Kurtosis	5.43***	6.33***	-0.42**	26.54***
Jarque-Bera	988.71***	1269.90***	15.92***	24246.41***
ARCH	89.76***	2108.49***		

Thống kê kiểm định tính phân phối chuẩn của các chuỗi dữ liệu được thể hiện ở giá trị Skewness, Kurtosis và kiểm định Jarque-Bera χ^2 . Giả thuyết H_0 về tính phân phối chuẩn bị bác bỏ ở tất cả các chuỗi biến ở mức ý nghĩa 1%. Bảng 1 cũng thể hiện kết quả kiểm định nhân tử Lagrange cho hiệu ứng ARCH của hai chuỗi biến nghiên cứu chính là lỗ hổng sản lượng và lạm phát với 20 độ trễ theo Engle (1983). Kết quả cho thấy phương sai thay đổi có điều kiện tồn tại ở cả hai chuỗi *y* và π , do đó, mô hình dạng ARCH và GARCH là hiệu quả để mô hình hóa mối quan hệ năng động giữa hai biến.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả kiểm định tính dừng

Trước khi đi vào kiểm định mối quan hệ đánh đổi giữa biến động lỗ hổng sản lượng và biến động lạm phát, chúng tôi thực hiện kiểm định tính dừng của các biến nghiên cứu để đảm bảo kết quả hồi quy là xác thực và đáng tin cậy.

Phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị Dickey – Fuller được áp dụng để kiểm tra liệu một chuỗi có nghiệm đơn vị hay không, với độ trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn BIC. Nếu giả thuyết H_0 không thể bác bỏ, chuỗi dữ liệu là không dừng và cần được biến đổi về chuỗi dừng trước khi đưa vào mô hình hồi quy.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

	<i>y</i>	π	<i>i</i>	<i>int</i>	<i>oil</i>
ADF	-13.62**	-10.58**	-1.74	-22.88**	-13.29**

*Ghi chú: là biến sai phân bậc 1 của biến lãi suất; *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%, tương ứng.*

Kết quả kiểm định ADF được báo cáo ở bảng 2 cho thấy, ngoại trừ biến lãi suất danh nghĩa, tất cả các biến nghiên cứu đều dừng ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Bởi vì biến lãi suất ở dạng level không dừng, chúng tôi tiến hành lấy sai phân bậc 1 ($int_t = i_t - i_{t-1}$) và kiểm định tính dừng của biến sai phân. Như được chỉ ra ở cột thứ 5 của bảng 2, sai phân bậc 1 của biến lãi suất dừng ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Do đó, biến sai phân của lãi suất được sử dụng thay thế trong phương trình trung bình.

4.2. Mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát

Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu, đầu tiên, chúng tôi ước lượng mô hình trung bình có điều kiện với phương trình (2) và (3) như một mô hình near-VAR với phương pháp ước lượng SURs. Sau đó, chúng tôi sử dụng kiểm định F nhằm kiểm tra độ trễ tối ưu của các biến trong phương trình trung bình. Mô hình near-VAR ban đầu được ước lượng với sáu độ trễ

cho từng biến trong cả hai phương trình tổng cầu và phương trình đường cong Phillips. Kết quả kiểm định độ trễ tối ưu cho mô hình near-VAR được thể hiện ở bảng 3. Cách thiết lập mô hình trung bình theo mô hình near-VAR là linh

hoạt hơn mô hình VAR bởi vì mô hình VAR áp đặt các độ trễ bằng nhau cho tất cả các biến nội sinh trong mô hình, trong khi mô hình near-VAR cho phép độ trễ khác nhau giữa các biến.

Bảng 3. Kết quả kiểm định độ trễ tối ưu trong mô hình near-VAR

Quốc gia	Biến phụ thuộc	Biến độc lập	Độ trễ	F-stat	p-value	Độ trễ tối ưu
Anh	y	y	2 đến 6	1.71	0.13	1
		π	5 đến 6	8.01	0.00	6
		int	5 đến 6	8.73	0.00	6
		oil	1 đến 6	1.10	0.36	0
	π	y	1 đến 6	1.73	0.11	0
		π	5 đến 6	4.17	0.02	6
		oil	1 đến 6	0.89	0.50	0

Ghi chú: Độ trễ tối ưu được lựa chọn bằng kiểm định F, sau khi ước lượng mô hình near-VAR theo phương trình (2) và (3): $y_t = \theta_{1,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{1,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1,j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{1,j+1} oil_{t-j} + u_{1,t}$

$\pi_t = \theta_{2,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2,j+1} oil_{t-j} + u_{2,t}$ với phương pháp ước lượng SURs.

Nguồn: Chúng tôi tính toán từ phần mềm RATS 9.0.

Sau khi lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình trung bình, chúng tôi ước lượng hệ thống với mô hình GARCH – BEKK bằng phương pháp ước lượng maximum-likelihood báo cáo kết quả ở bảng 4. Tất cả các hệ số ước lượng của các ma trận C, A và B trong mô hình đều cho thấy đặc tính ổn định và nằm trong vòng tròn đơn vị.

Các yếu tố của ma trận C thể hiện giá trị trung bình của phương sai có điều kiện của lỗi hồng sản lượng và lạm phát cũng như hiệp phương sai giữa chúng. Khi so sánh với đo lường phương sai không có điều kiện ở bảng 1, các ước lượng chỉ ra phương sai có điều kiện là nhỏ hơn. Các hệ số ước lượng báo cáo hiệp phương sai trung bình giữa hai biến là xấp xỉ bằng 0, tuy nhiên, dấu của các ước lượng phần lớn là âm và có ý nghĩa thống kê.

Các tham số của ma trận B mô tả mức độ mà phương sai có điều kiện ở hiện tại tương quan với phương sai có điều kiện trong quá khứ. Cụ thể, các yếu tố đường chéo (tức là b_{11} và b_{22}) là các yếu tố chính thể hiện mức độ dai dẳng của phương sai có điều kiện. Kết quả chỉ ra rằng tồn tại đặc tính biến động dai dẳng ở cả lạm phát và lỗi hồng sản lượng, thể hiện ở tất cả các hệ số ước lượng đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Mức độ dai dẳng của phương sai có điều kiện của lỗi hồng sản lượng được đo lường bởi $a_{11} + b_{11}$ và mức độ dai dẳng của phương sai có điều kiện của lạm phát được đo lường bởi $a_{22} + b_{22}$ là tổng của các yếu tố đường chéo của ma trận A và B. Các giá trị thể hiện mức độ dai dẳng của phương sai này là gần bằng 1, hàm ý tác động của bất kỳ cú sốc nào có xu hướng kéo dài dai dẳng trong thời gian dài. Ngoài ra, các

ước lượng của các yếu tố ngoài đường chéo của ma trận B (tức là b_{12} và b_{21}) nắm bắt tương quan giữa biến động của một biến (lỗ hồng sản lượng hoặc lạm phát) với phương sai trễ của biến còn lại. Dấu ước lượng âm của các hệ số này củng cố sự tồn tại của mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và lạm phát (Lee, 2002, 2004). Kết quả cho thấy, tất cả các ước lượng và là âm và hầu hết có ý nghĩa thống kê ở mức 5% và 1%. Kết quả này phù hợp với phát hiện về mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát được tìm thấy từ các nghiên cứu thực nghiệm trước (xem thêm, Lee, 1999, 2002, 2004; Cecchetti & Ehrmann, 2002; Arestis & Mouratidis, 2004; Cecchetti, Flores-Lagunes & Krause, 2006).

Bảng 4 cũng trình bày các ước lượng của các tham số trong ma trận A. Các tham số này thể hiện mức độ mà phương sai có điều kiện của lỗ hồng sản lượng và lạm phát tương quan với những thay đổi ngoài kỳ vọng bình phương trong quá khứ (tức là độ lệch từ trung bình có điều kiện từ mô hình near-VAR). Các yếu tố đường chéo, a_{11} và a_{22} , đo lường những thay đổi ngoài kỳ vọng được chuyển đổi vào hiệu ứng ARCH, trong khi các yếu tố ngoài đường chéo đo lường những thay đổi ngoài kỳ vọng của một biến tạo ra hiệu ứng ARCH đối với biến còn lại (Lee, 2004). Các ước lượng a_{11} và a_{22} đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% đối với tất cả các quốc gia, cho thấy tồn tại hiệu ứng ARCH mạnh mẽ. Dấu ước lượng cho và là dương, phản ánh tác động bất ổn của một cú sốc kinh tế.

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình GARCH

Ma trận C			Ma trận A			Ma trận B				
c_{11}	c_{21}	c_{22}	a_{11}	a_{12}	a_{21}	a_{22}	b_{11}	b_{12}	b_{21}	b_{22}
0.7*** (38.87)	-0.003 (-0.54)	0.00 (-2.4e-9)	0.64*** (26.21)	-0.04*** (-13.81)	0.16** (2.34)	0.25*** (46.28)	-0.24*** (-5.02)	-0.03*** (-8.27)	-0.12*** (-3.03)	0.96*** (786.52)

Ghi chú: Tất cả các hệ số ước lượng dựa trên phương trình (5): $H_t = C^T C + A^T u_{t-1} u_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B$, trong đó u_t thu được từ phương trình (2) và (3):

$y_t = \theta_{1,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{1,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1,j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{1,j+1} oil_{t-j} + u_{1,t}$, $\pi_t = \theta_{2,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2,j} oil_{t-j} + u_{2,t}$. Các phương trình (2), (3) và (5) được ước lượng đồng thời sử dụng phương pháp maximum-likelihood trong giai đoạn 1959 – 2017. Giá trị t-statistic trong ngoặc đơn, *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%, tương ứng.

Nguồn: Tính toán của chúng tôi từ phần mềm RATS 9.0.

Điều thu hút sự chú ý của chúng tôi hơn là ước lượng các yếu tố ngoài đường chéo của ma trận A, a_{12} và a_{21} . Các hệ số này phản ánh phương sai có điều kiện của sản lượng hoặc lạm phát tương quan với thay đổi ngoài kỳ vọng bình phương trong quá khứ của biến còn lại. Đặc biệt hơn, a_{12} nắm bắt mức độ mà cú sốc lạm phát trễ một kỳ giải thích biến động của sản lượng hiện tại. Mặt khác, tham số a_{21} báo cáo mức độ giải thích của cú sốc sản lượng trễ một kỳ đối với biến động lạm phát hiện tại. Thật thú vị,

chúng tôi tìm thấy bằng chứng thống kê mạnh mẽ cho tất cả các ước lượng của hệ số a_{12} và a_{21} . Kết quả này có xu hướng hỗ trợ sự tồn tại của tác động lan tỏa chéo giữa cú sốc lạm phát/sản lượng đến biến động sản lượng/lạm phát. Các kiểm định sau hồi quy theo thống kê Ljung-Box của phần dư và phần dư bình phương đều không thể bác bỏ tính phân phối chuẩn, cho thấy mô hình ước lượng là phù hợp và kết quả nghiên cứu là đáng tin cậy.

Bảng 5. Kết quả kiểm định phần dư với thống kê Q Ljung-Box

Độ trễ	Phương trình Sản lượng		Phương trình Lạm phát	
	Phần dư	Phần dư bình phương	Phần dư	Phần dư bình phương
3	4.52 (0.21)	7.6 (0.06)	0.79 (0.85)	1.84 (0.61)
6	8.44 (0.21)	12.96 (0.04)	3.43 (0.75)	3.38 (0.76)
9	18.68 (0.03)	24.4 (0.004)	7.10 (0.63)	14.49 (0.11)

Ghi chú: Kiểm định chuẩn đoán phần dư và phần dư bình phương được thực hiện với thống kê Q Ljung-Box. Giá trị p-value trong ngoặc đơn ().

Nguồn: Tính toán của chúng tôi từ phần mềm RATS 9.0.

5. Kết luận

Những tranh luận trong xây dựng các chính sách kinh tế vĩ mô nhằm đạt được các mục tiêu cụ thể vẫn ngày càng gia tăng. Trong khi, chính sách tiền tệ ở một số quốc gia được thúc đẩy theo hướng đa mục tiêu bao gồm ổn định giá, công ăn việc làm cao và ổn định tài chính, chính sách tiền tệ của Anh được coi là chính sách tiền tệ một mục tiêu với việc NHTW cố gắng để duy trì mức lạm phát dao động xung quanh giá trị mục tiêu của mình. Với việc theo đuổi một mục tiêu duy nhất, chính sách tiền tệ có thể hiệu quả hơn, song nhiều nhà nghiên cứu cho rằng, cơ quan tiền tệ của các quốc gia này có thể phải đánh đổi để đạt được sự ổn định về giá. Trong nghiên cứu này, chúng tôi tập trung nghiên cứu mối quan hệ đánh đổi giữa biến động sản lượng và biến động lạm phát ở Anh trong giai

đoạn 1959 - 2017. Sử dụng mô hình GARCH – BEKK để mô hình hóa tương quan của phương sai (biến động) của hai biến sản lượng và lạm phát, trên mô hình tổng cung – tổng cầu đơn giản. Cách tiếp cận này hỗ trợ cung cấp bằng chứng về cả sự bất ổn trong trung bình có điều kiện và phương sai có điều kiện của sản lượng và lạm phát. Kết quả của nghiên cứu xác nhận NHTW Anh phải đối mặt với sự đánh đổi giữa ổn định sản lượng và ổn định giá khi thực thi chính sách tiền tệ trong giai đoạn nghiên cứu. Kết quả này phù hợp với những phát hiện của các nghiên cứu trước đây tại một số quốc gia khác (Fuhrer, 1997; King, 1999; Lee, 1999, 2002, 2004) và cho rằng mối quan hệ đánh đổi này được xem như một “lựa chọn chính sách” mà các cơ quan tiền tệ phải đối mặt.

Kết quả của nghiên cứu này cung cấp một bằng chứng sơ khởi về tồn tại mối quan hệ đánh đổi trong việc đạt được mục tiêu ổn định kinh tế vĩ mô của chính sách tiền tệ, được hàm ý bởi lý thuyết. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng mẫu nghiên cứu, trong đó bao gồm các quốc gia thực hiện chế độ lạm phát mục tiêu và các quốc

gia không thực hiện lạm phát mục tiêu trong thực thi chính sách tiền tệ để so sánh về mức độ đánh đổi giữa hai nhóm quốc gia. Đồng thời, so sánh về độ lớn của mối quan hệ đánh đổi trước và sau giai đoạn áp dụng chế độ lạm phát mục tiêu cũng là một hướng nghiên cứu thú vị cần được quan tâm.

Tài liệu tham khảo

- Arestis, P. and Mouratidis, K. (2004) 'Is there a trade-off between inflation variability and output-gap variability in the EMU countries?', *Scottish Journal of Political Economy*, 51(5), pp. 691–706. doi: 10.1111/j.0036-9292.2004.00328.x.
- Bernanke, B. S. *et al.* (1997) 'Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997(1), pp. 91–157. Available at: https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Bernanke_Gertler_Watson_BPEA_1997.pdf (Accessed: 10 August 2018).
- Bernanke, B. S. (2004) 'The Great Moderation'. Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association, Washington, DC.
- Bollerslev, T. (1986) 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*. North-Holland, 31(3), pp. 307–327. doi: 10.1016/0304-4076(86)90063-1.
- Castelnuovo, E. (2006) 'Monetary Policy Switch, the Taylor Curve, and the Great Moderation', *SSRN Electronic Journal*. doi: 10.2139/ssrn.880061.
- Cecchetti, S. (2000) 'Making monetary policy: Objectives and rules', *Oxford Review of Economic Policy*, 16(4), pp. 43–59. doi: 10.1093/oxrep/16.4.43.
- Cecchetti, S. and Ehrmann, M. (2002) 'Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes', in Norman Loayza and Klaus Schmidt-Hebbel (eds) *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*. Cambridge, MA, pp. 247–274. doi: 10.3386/w7426.
- Cecchetti, S. G. (1999) 'Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism', *FEDERAL RESERVE BANK OF NEW YORK ECONOMIC POLICY REVIEW*, (JULY 1999), pp. 9–32.
- Cecchetti, S. G., Flores-lagunes, A. and Krause, S. (2006) 'HAS MONETARY POLICY BECOME MORE EFFICIENT ? A CROSS-COUNTRY ANALYSIS', *The Economic Journal*, 116, pp. 408–433.
- Cecchetti, S. G., Flores-Lagunes, A. and Krause, S. (2006) 'Has monetary policy become more efficient? A cross-country analysis', *Economic Journal*, pp. 408–433. doi: 10.1111/j.1468-0297.2006.01086.x.
- Chatterjee, S. (2002) 'The Taylor curve and the unemployment-inflation tradeoff', *Business Review*, Federal Re(Q3), pp. 26–33.

- Cobham, D., Macmillan, P. and Mcmillan, D. G. (2004) ‘The inflation/output variability trade-off: further evidence’, *Applied Economics Letters*. Taylor & Francis Group , 11(6), pp. 347–350. doi: 10.1080/1350485042000228178.
- Cover, J. P. and Hueng, C. J. (2003) ‘The Correlation between Shocks to Output and the Price Level: Evidence from a Multivariate GARCH Model’, *Southern Economic Journal*. Southern Economic Association, 70(1), p. 75. doi: 10.2307/1061632.
- Cover, J. P. and Pecorino, P. (2007) *The Price-Output Correlation and the Variance of Output*, *SSRN Electronic Journal*. doi: 10.2139/ssrn.1005246.
- Dittmar, R., Gavin, W. T. and Kydland, F. E. (1999) ‘The Inflation- Output Variability Tradeoff and Price-Level Targets’, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, (Jan), pp. 23–32.
- Elder, J. and Serletis, A. (2010) ‘Oil Price Uncertainty’, *Journal of Money, Credit and Banking*. Wiley, 42(6), pp. 1137–1159. doi: 10.2307/40784879.
- Enders, W. (2015) *Applied Econometric Time Series*. Fourth. John Wiley & Sons, Inc. Available at: <https://www.amazon.com/Applied-Econometric-Wiley-Probability-Statistics-ebook/dp/B00P6SS6RA> (Accessed: 10 August 2018).
- Engle, R. F. (1982) ‘Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation’, *Econometrica*. The Econometric Society, 50(4), p. 987. doi: 10.2307/1912773.
- Engle, R. F. (1983) ‘Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model’, *Journal of Money, Credit and Banking*. Ohio State University Press, 15(3), p. 286. doi: 10.2307/1992480.
- Engle, R. F. and Kroner, K. F. (1995) ‘Multivariate Simultaneous Generalized Arch’, *Econometric Theory*. Cambridge University Press, 11(1), pp. 122–150. doi: 10.2307/3532933.
- Erceg, C. J., Henderson, D. W. and Levin, A. T. (1998) ‘Output-gap and Price Inflation Volatilities : Reaffirming Tradeoffs in an Optimizing Model by Conference on Monetary Policy Rules Wudghr v ehwzhhq Lq dwlrq dqg Rxwsxw0Jds YduldqfHV lq dq Rswlpl } lqj0Djhqw Prgho’, in *Conference on Monetary Policy Rules*. Stockholm.
- Fuhrer, J. C. (1997) ‘Inflation / Output Variance Trade-Offs and Optimal Monetary Policy’, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2), pp. 214–234.
- Greene, W. H. (2012) *Econometric Analysis*. Seventh. New Jersey: Upper Saddle River. Available at: <https://spu.fem.uniag.sk/cvicenia/ksov/obtulovic/Manaz. štatistika a ekonometria/EconometricsGREENE.pdf> (Accessed: 10 August 2018).
- Hamilton, J. D. and Herrera, A. M. (2004) ‘Comment: Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy’, *Journal of Money, Credit and Banking*. Ohio State University Press, 36(2), pp. 265–286. doi: 10.2307/3839020.
- Hendry, D. and Ericsson, N. R. (1991) ‘Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States’, *European Economic Review*, 35, pp. 833–886.
- Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997) ‘Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation’, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp. 1–16. doi: 10/07/2009 11:45.

- Key Monetary Policy Dates Since 1990* (2018) *Bank of England*. Available at: <http://www.bankofengland.co.uk/monetarypolicy/history.htm>.
- Kilian, L. and Vigfusson, R. J. (2011) ‘Nonlinearities in the oil price–output relationship’, *Macroeconomic Dynamics*. Cambridge University Press, 15(S3), pp. 337–363. doi: 10.1017/S1365100511000186.
- King, M. (1999) ‘Challenges for Monetary Policy: New and Old’, in *New Challenges for Monetary Policy*. Federal Reserve Bank of Kansas City Jackson Hole, pp. 11–57.
- King, M. (2003) *Remit for the Monetary Policy Committee of the Bank of England and the New Inflation Target*. London. Available at: <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/letter/2003/chancellor-letter-101203> (Accessed: 27 November 2018).
- King, M. (2013) ‘Monetary policy - many targets, many instruments. Where do we stand?’, in *Rethinking macro policy II: first steps and early lessons*. Washington DC: IMF, pp. 1–8.
- Lee, J. (1999) ‘The Inflation-Output Variability Tradeoff and Monetary Policy: Evidence from a GARCH Model’, *Economics Letters*, 62, pp. 63–67. doi: 10.2307/1061563.
- Lee, J. (2002) ‘The Inflation-Output Variability Tradeoff and Monetary Policy: Evidence from a GARCH Model’, *Southern Economic Journal*, 69(1), pp. 175–188. doi: 10.2307/1061563.
- Lee, J. (2004) ‘The inflation-output variability trade-off: OECD evidence’, *Contemporary Economic Policy*, 22(3), pp. 344–356. doi: 10.1093/cep/byh025.
- Mankiw, N. G. (1989) ‘Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective’, *The Journal of Economic Perspectives*. American Economic Association, 3(3), pp. 79–90. doi: 10.2307/1942761.
- Mishkin, F. S. and Posen, A. S. (1997) *Inflation targeting: Lessons from four countries*. 6126. Cambridge. Available at: <https://www.nber.org/papers/w6126.pdf> (Accessed: 27 November 2018).
- Mishkin, F. S. and Schmidt-Hebbel, K. (2007) *Does inflation targeting make a difference?*, *NBER Working Paper*. Cambridge, MA.
- Mishkin, F. and Schmidt-Hebbel, K. (2002) ‘One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?’, in Loayza, N. and Raimundo Soto (eds) *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*. Santiago: : Central Bank of Chile, pp. 171–219. doi: 10.3386/w8397.
- Mitchell, D. W. (1994) ‘Business cycle sources and price level-output correlation’, *Journal of Macroeconomics*. North-Holland, 16(3), pp. 547–551. doi: 10.1016/0164-0704(94)90023-X.
- Ndou, E. et al. (1999) *The Inflation- Output Variability Tradeoff and Price-Level Targets, Working Paper Series*. Edited by J. C. Fuhrer. Tunis, Tunisia: Central Bank of Chile. doi: 10.1111/j.1467-9957.2009.02153.x.
- Olson, E., Enders, W. and Wohar, M. E. (2012) ‘An empirical investigation of the Taylor curve’, *Journal of Macroeconomics*. Elsevier Inc., 34(2), pp. 380–390. doi: 10.1016/j.jmacro.2011.12.005.
- Phelps, E. S. and Taylor, J. B. (1977) ‘Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations’, *Journal of Political Economy*, 85(1), pp. 163–190. Available at: <https://>

web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1977/Stabilizing_Powers_of_Monetary_Policy_under_Rational_Expectations.pdf (Accessed: 7 August 2018).

Rudebusch, G. and Svensson, L. E. O. (1999) ‘Policy Rules for Inflation Targeting’, in John B. Taylor (ed.) *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, pp. 203–262. Available at: <http://www.nber.org/chapters/c7417> (Accessed: 9 August 2018).

Taylor, J. B. (1979) ‘Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations’, *Econometrica*, 47(5), pp. 1267–1286.

Taylor, J. B. (1994) ‘The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited’, in Fuhrer, J. C. (ed.) *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers*, pp. 21–28.

Taylor, J. B. (2006) ‘Comments on “Tradeoffs in Monetary Policy” by Milton Friedman’, in *Festschrift Conference in Honor of David Laidler*.

Zellner, A. (1962) ‘An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias’, *Journal of the American Statistical Association*. Taylor & Francis, Ltd. American Statistical Association, 57(298), p. 348. doi: 10.2307/2281644.