

# Chính sách tiền tệ và cơ chế truyền dẫn đối với thị trường bất động sản Việt Nam

**PHẠM HỮU HỒNG THÁI  
HỒ THỊ LAM**

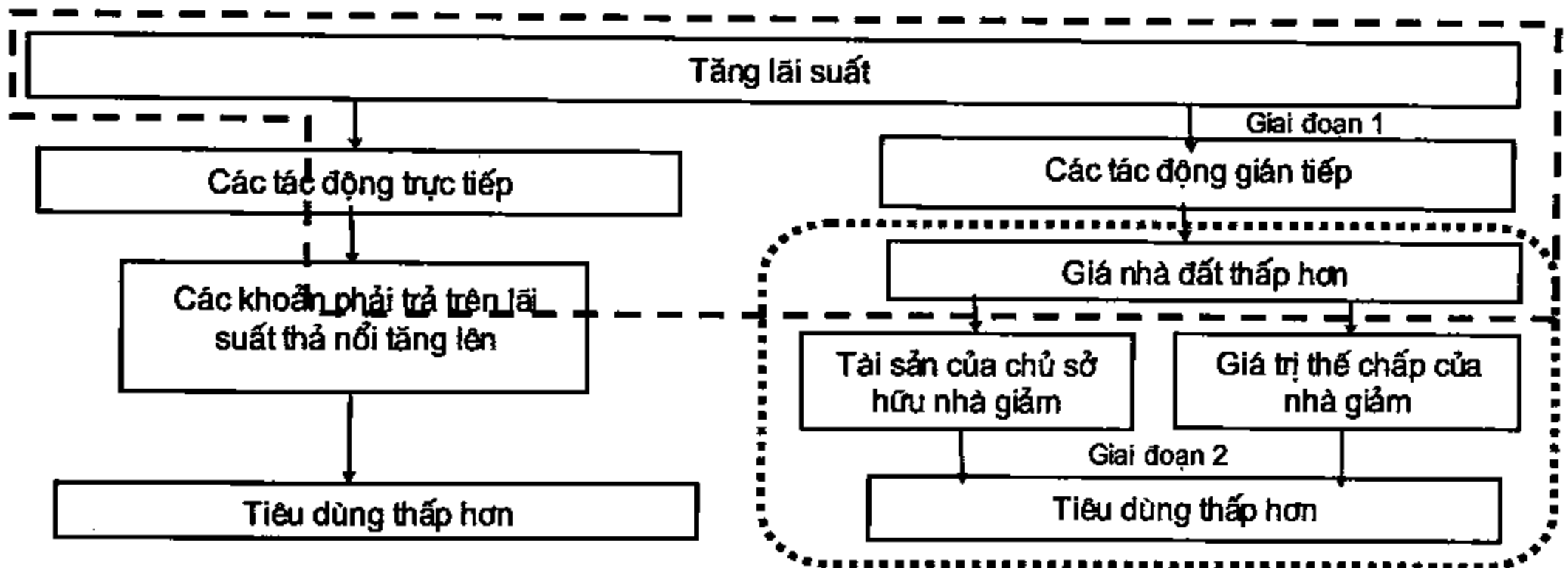
**B**ài viết điều tra mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và thị trường bất động sản Việt Nam trong giai đoạn từ sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới đến nay, cả trong ngắn hạn và dài hạn, chứng minh thị trường bất động sản là một kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ quan trọng trong nền kinh tế.

**Từ khóa:** chính sách tiền tệ, cơ chế truyền dẫn, thị trường bất động sản, VECM.

**1. Cơ sở lý luận về mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và thị trường bất động sản**  
Chính sách tiền tệ (CSTT) tác động đến

tổng thể nền kinh tế qua hàng loạt các cơ chế truyền dẫn khác nhau và cuối cùng là tới mục tiêu cơ bản của chính sách.

**HÌNH 1: Sơ đồ đơn giản về cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ qua thị trường bất động sản**



Nguồn: Elbourne (2008).

Cũng như các tài sản khác, giá nhà đất bị ảnh hưởng bởi những thay đổi trong lãi suất. Nếu giá nhà đất bị tác động bởi lãi suất và tiêu dùng phụ thuộc vào tài sản nhà đất, thì sẽ tồn tại một kênh truyền dẫn CSTT thông qua giá nhà đất. Maclennan và cộng sự (2000) lưu ý, CSTT có thể được truyền đi thông qua thị trường nhà đất bằng cả hai cách trực tiếp và gián tiếp. Tác động trực tiếp chủ yếu là một hiệu ứng thu nhập hoặc dòng tiền: khi lãi suất tăng, gánh nặng lãi suất của bất kỳ khoản dư nợ nào tăng lên và thu

nhập khả dụng sau khi đã trang trải chi phí nhà ở giảm xuống. Điều này ảnh hưởng đến tiêu dùng như thế nào còn phụ thuộc vào tốc độ thay đổi của lãi suất thế chấp sau một CSTT thắt chặt. Các tác động gián tiếp là hiệu ứng giàu có và hiệu ứng kênh tín dụng. Tăng giá nhà thực đem lại cho cá nhân nhiều tài sản hơn. Do đó họ tăng tiêu dùng hiện tại bởi tăng sự giàu có.

Phạm Hữu Hồng Thái, PGS.TS.; Hồ Thị Lam, ThS., Trường đại học Tài chính - Marketing.

Về mặt lý thuyết, CSTT có thể ảnh hưởng đến cả cung (xây dựng) và cầu về nhà ở. Malpezzi và MacLennan (2001) ước lượng độ co giãn giá trong dài hạn của nguồn cung nhà mới ở Anh và Mỹ. Dựa theo các phương pháp khác nhau họ thu được phạm vi khác nhau cho độ co giãn. Nhìn chung, độ co giãn của Anh là thấp, với giai đoạn sau chiến tranh trong khoảng từ 6 đến 13 đối với Mỹ và giữa 0 và 1 đối với Anh. Rõ ràng độ co giãn ngắn hạn sẽ thấp hơn dài hạn, xấp xỉ bằng 0 đối với Anh. Do đó, giá nhà được xác định dựa theo lượng cầu trong ngắn hạn. Đối với phần còn lại của nghiên cứu này chúng tôi sẽ chỉ tập trung vào các tác động về phía cầu của CSTT.

Lý thuyết cho thấy CSTT sẽ ảnh hưởng đến cầu về nhà ở. *Thứ nhất*, cũng như các tài sản khác, giá nhà rất nhạy cảm với suất sinh lợi có giá trị trên các tài sản tài chính khác như trái phiếu. Nếu lãi suất tăng, chủ sở hữu tài sản sẽ dịch chuyển danh mục đầu tư của họ vào trái phiếu và tránh các tài sản khác bao gồm nhà ở. Điều này sẽ làm giảm giá nhà cho đến khi suất sinh lợi từ việc nắm giữ các loại tài sản khác nhau là bằng nhau sau khi tính toán các mức rủi ro khác nhau. *Thứ hai*, nhu cầu về nhà ở tương quan âm với lãi suất vì thanh toán tiền lãi là một phần quan trọng của chi phí mua một ngôi nhà. Một sự sụt giảm trong lãi suất chính thức của Ngân hàng Trung ương (NHTW) ngay lập tức sẽ tác động đến các lãi suất thị trường tiền tệ ngắn hạn khác và mặc dù ở một mức độ khác nhau, theo cấu trúc kỳ hạn và rủi ro cụ thể, lãi suất thế chấp mà các ngân hàng áp dụng đối với khách hàng của họ cũng thay đổi. Kết quả của chi phí vay vốn giảm có thể khuyến khích người mua lần đầu và mua thêm, dẫn đến tăng nhu cầu về nhà ở. Với sự cứng nhắc trong ngắn hạn và trung hạn của nguồn cung bất động sản (BDS) do chính sách quy hoạch và phân vùng đất đai bị hạn chế, nhu cầu cao hơn sẽ được phản ánh vào giá nhà cao hơn. *Thứ ba*, số lượng

người sẵn sàng và có khả năng mua nhà được liên kết trực tiếp với khả năng chi trả của các khoản thanh toán lãi suất ban đầu. Như Rosen (1984) giải thích, số tiền mà các hộ gia đình muốn vay bị giới hạn bởi thu nhập hiện tại của họ. Theo thời gian, tiền lương thực tế tăng lên và lạm phát ăn mòn dần giá trị thực của các khoản nợ chưa thanh toán, gánh nặng của các khoản thanh toán tiền lãi ngày càng ít hơn. Lãi suất hiện hành là yếu tố quyết định quan trọng của giá nhà. Một cách nữa mà CSTT có thể làm giảm giá nhà: bằng cách làm tăng gánh nặng của các khoản thanh toán theo lãi suất thả nổi đến một mức độ mà nhà cần phải được bán để trả nợ gốc, hoặc bị tịch thu (Elbourne, 2008).

## 2. Phương pháp nghiên cứu

### 2.1. Dữ liệu

Nghiên cứu chủ yếu phân tích mối quan hệ và những tác động của những cú sốc CSTT đến thị trường bất động sản (TTBDS) ở Việt Nam. Các dữ liệu được sử dụng là dữ liệu theo quý, từ quý I năm 2009 đến quý III năm 2015, tổng cộng 27 quan sát.

Việc lựa chọn các biến trong mô hình VAR phản ánh lý thuyết về mô hình New-Keynesian trong nền kinh tế nhỏ và mở cửa, như được mô tả trong nghiên cứu của Svensson (2000) và Clarida và cộng sự (2001). Cụ thể, mô hình VAR gồm các biến chỉ số: giá bất động sản, lãi suất, cung tiền, tỷ lệ tăng trưởng kinh tế và lạm phát. Trong đó, chỉ số giá BDS đại diện cho hoạt động của TTBDS; quan điểm của CSTT được thể hiện qua lãi suất và cung tiền trong nền kinh tế; các biến còn lại (thể hiện hoạt động nền kinh tế) được xem là biến kiểm soát mối quan hệ giữa hoạt động của CSTT và TTBDS trong nước.

Chỉ số giá bất động sản ở Việt Nam (HP) được tính toán và thống kê bởi Tập đoàn Savills, các chỉ số này được tính toán tại các thành phố lớn là Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh. Nghiên cứu sử dụng chỉ số giá

nhà ở để đại diện cho những biến động trên TT BĐS Việt Nam. Chỉ số này được Savills xây dựng và tính toán dựa trên một mẫu gồm hơn 200 dự án nhà ở trên thị trường sơ cấp và thứ cấp tại TP.HCM và hơn 160 dự án trên thị trường sơ cấp và thứ cấp tại Hà Nội. Dữ liệu được cung cấp bởi Savills.

Lãi suất ngắn hạn trong nước ( $i$ ) được sử dụng để đại diện cho quan điểm của CSTT là lãi suất thị trường tiền tệ (theo Ewing và Payne (2005) và Giuliadori (2005)), phù hợp với thực tế rằng NHTW sử dụng công cụ lãi suất trong thiết lập chính sách. Trong đó lãi suất thị trường tiền tệ được lựa chọn là lãi suất huy động (Trinh và Kim, 2015). Lựa chọn này dựa trên bốn lý do. Thứ nhất, lãi suất huy động là một trong ba mức lãi suất (cùng với lãi suất cho vay và lãi suất liên ngân hàng) thể hiện trong báo cáo của Ngân hàng Nhà nước (NHNN) hàng năm. Thứ hai, lãi suất liên ngân hàng không phải là một dấu hiệu tốt cho thị trường tiền tệ ở Việt Nam (Madariaga và Poncet, 2007). Trong báo cáo của NHNN, lãi suất liên ngân hàng chỉ được đề cập từ năm 2008. Thứ ba, lãi suất cho vay của các ngân hàng thương mại được xác định chủ yếu dựa trên lãi suất huy động. Cuối cùng, mặc dù trần lãi suất huy động được áp dụng từ tháng 3 năm 2011, tuy nhiên nó nhằm mục đích kiểm soát cuộc đua lãi suất huy động giữa các ngân hàng thương mại trong giai đoạn này mà không làm bóp méo thị trường. Lãi suất huy động lấy từ IFS. Ngoài ra, để đánh giá những phản ứng một cách tổng thể, biến cung tiền mở rộng ( $mp$ ) được đưa vào mô hình. Khi NHTW điều chỉnh cung tiền sẽ dẫn đến thay đổi tổng phương tiện thanh toán trong nền kinh tế. Bên cạnh đó, những thay đổi trong chính sách điều hành lãi suất, đặc biệt là lãi suất cơ bản, cũng ảnh hưởng rất lớn tới tổng lượng cung tiền (Mishkin, 1996). Các nghiên cứu trước đây (Koivu (2012), Xu và Chen (2012), Zhang và cộng sự (2012)) cũng cho thấy sự tác động đáng kể của cung tiền rộng M2 đến giá bất

động sản tại các nước. Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu M2 từ cơ sở dữ liệu tài chính của IMF (IFS).

Sự lựa chọn của các biến kinh tế vĩ mô trong mô hình có liên quan đến các biến trong điều hành CSTT và các điều kiện kinh tế. Trong thực tế, GDP thực ( $y$ ) là một chỉ báo về tình trạng của nền kinh tế có thể ảnh hưởng đến các tài sản và chứng khoán vốn. Chuỗi dữ liệu GDP theo quý được thu thập từ Datastream.

Lạm phát ( $\pi$ ) được xem là yếu tố chi phối mối quan hệ giữa CSTT và TT BĐS. Mặc dù tốc độ tăng giá bất động sản không được bao gồm trong tính toán lạm phát, tuy nhiên giá bất động sản có xu hướng cao hơn trong môi trường lạm phát. CSTT nới lỏng có thể tạo ra những cú sốc tích cực đến sản lượng và lạm phát, mà kết quả là tăng lạm phát hay chi phí sử dụng như tiền thuê nhà (OECD, 2005). Tiền thuê nhà có thể được định nghĩa là chi phí sử dụng hoặc chi phí cơ hội của việc chiếm dụng một ngôi nhà và nếu tiền thuê nhà tăng, nhu cầu mua nhà có xu hướng tăng. Để phòng vệ trước lạm phát và chi phí sử dụng tăng lên, mua bất động sản được xem là kênh đặc biệt hấp dẫn (Zhang và cộng sự, 2012). Dữ liệu lạm phát được thu thập từ IFS.

Các biến trong mô hình nghiên cứu bao gồm  $gdp$ ,  $mp$ ,  $hp$  được chuyển đổi sang logarit tự nhiên để có chuỗi dữ liệu ổn định hơn, trong đó chuỗi  $gdp$  được hiệu chỉnh yếu tố mùa vụ trước khi đưa vào mô hình. Biến lãi suất và lạm phát được giữ ở đơn vị %.

Thống kê mô tả các biến được trình bày ở bảng 1. Như vậy, trong giai đoạn nghiên cứu, tất cả các biến đều có trung bình dương. Lạm phát biến động mạnh nhất, thể hiện ở độ lệch chuẩn cao nhất (5,93), trong khi giá nhà được xem là khá ổn định trong các biến với độ lệch chuẩn rất nhỏ (0,06 đối với chỉ số giá nhà tại thành phố Hồ Chí Minh và 0,11 đối với chỉ số giá nhà tại Hà Nội). Kiểm định Jarque-Bera không thể bác

bỏ giả thuyết phân phối chuẩn của tất cả các biến.

**BẢNG 1: Thống kê mô tả các biến nghiên cứu**

	<i>y</i>	<i>mp</i>	<i>hp<sub>hcm</sub></i>	<i>hp<sub>hp</sub></i>	<i>i</i>	<i>π</i>
Trung bình	34,18	35,67	4,54	4,74	8,90	8,19
Trung vị	34,21	35,63	4,53	4,68	7,90	6,91
Lớn nhất	34,60	36,24	4,65	4,93	14,00	22,53
Nhỏ nhất	33,61	35,04	4,49	4,61	4,72	0,50
Độ lệch chuẩn	0,34	0,37	0,06	0,11	3,20	5,93
Skewness	-0,32	-0,04	0,45	0,33	0,38	0,95
Kurtosis	1,64	1,79	1,64	1,69	1,84	3,09
Jarque-Bera	2,56	1,67	2,99	2,41	2,18	4,07
Xác suất	0,28	0,43	0,22	0,30	0,34	0,13
Số quan sát	27	27	27	27	27	27

*Nguồn: Tác giả tự tổng hợp.*

### 1.1. Mô hình nghiên cứu

Áp dụng kiểm định tính dừng Phillips-Perron và KPSS để kiểm tra tính dừng của các biến trước khi thực hiện phân tích thực nghiệm mối quan hệ giữa chúng. Sau khi kiểm định tính dừng, nghiên cứu tiếp tục xem xét mối quan hệ cân bằng trong dài hạn giữa các biến bằng kiểm định đồng liên kết Johansen. Việc kiểm định đồng liên kết nhằm xem xét liệu các chuỗi dữ liệu theo thời gian không dừng có bất kỳ mối quan hệ cân bằng nào trong dài hạn hay không, hay nói cách khác chúng có bất ổn đồng nhịp hay không. Nếu các chuỗi dữ liệu là không dừng nhưng chúng có mối quan hệ 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. Cuối cùng nghiên cứu sử dụng mô hình VECM có ràng buộc để mô hình hóa mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các công cụ CSTT và TTBDS Việt Nam.

- *Mô hình VAR và các xu hướng phổ biến*

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} - (A_2 + \dots + A_k) \Delta X_{t-1} - \dots - A_k \Delta X_{t-k+1} + \mu Z_t + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Nghiên cứu sử dụng mô hình VAR năm chiều với GDP thực (*y*), tỷ lệ lạm phát (*π*), chỉ số giá nhà ở (*hp*), cung tiền rộng (*mp*) và

Để xác định các cú sốc chính sách và nghiên cứu tác động của chúng đến các biến được quan tâm, chúng tôi ước tính mô hình VAR. Cách tiếp cận VAR là khá thành công trong việc giải thích tất cả các câu đố về tác động của CSTT trong nền kinh tế đóng và mở (Grilli và Roubini, 1996). Theo Engle và Granger (1987), khi *n* biến là không dừng và đồng liên kết, một đặc điểm kỹ thuật hữu ích cho tương tác năng động của chúng là một mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vector (VECM). Một VECM áp đặt các ràng buộc trên ma trận của các tác động dài hạn từ một mô hình VAR. Bắt đầu từ hình thức rút gọn của một mô hình VAR ở biến gốc, trong đó *X* là vectơ cột của các biến nội sinh, *Z* là một vector của các thành phần xác định, *k* là độ trễ và

$$E[\varepsilon \varepsilon'] = \Sigma X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu Z_t + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Khi hiện diện mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến, mô hình hiệu chỉnh sai số của nó là (với  $\Delta$  biểu thị toán tử sai phân bậc 1):

lãi suất danh nghĩa ngắn hạn (*i*). Về trật tự các biến, chúng tôi định nghĩa  $X_t = [y, mp, hp, i, \pi]$  tương ứng với sản lượng, cung tiền,

chỉ số giá nhà, lãi suất và lạm phát theo Iacoviello (2002) nhằm quan tâm đến tác động của các cú sốc chính sách và các cú sốc kinh tế vĩ mô tới TT BĐS Việt Nam<sup>1</sup>.

Một số câu hỏi thực nghiệm về các xu hướng phổ biến được đặt ra. Có bằng chứng về đường cầu tiền dài hạn? Lãi suất thực có dừng không? Giá nhà trong dài hạn và mối quan hệ với sản lượng thực là gì?

**Giả thuyết đồng liên kết:**

**Tiền, sản lượng và lãi suất.** Sự gia tăng liên tục trong mức giá ở hầu hết các nước cho thấy khả năng của một xu hướng ngẫu nhiên kết hợp với những hành động của CSTT. Theo Gali (1992), mong muốn của các NHTW để tránh biến động sản lượng có thể dẫn đến bất ổn danh nghĩa, dẫn đến một xu hướng phổ biến giữa lãi suất danh nghĩa, số dư tiền và sản lượng. Theo Coenen và Vega (1999) và Iacoviello (2002), mối quan hệ giữa các biến này có thể được xem như một hàm cầu tiền liên kết số dư tiền thực với một biến quy mô và thước đo chi phí cơ hội của việc duy trì thanh khoản.

**Lãi suất và lạm phát.** Có nhiều lý do về lý thuyết để tin rằng lãi suất thực là dừng. Nói cách khác, có một mối liên hệ giữa lãi suất và lạm phát tương ứng với một phương trình Fisher sửa đổi, tức  $i_t = \mu + \pi_t + \varepsilon$ .

**Sản lượng và giá nhà.** Có mối quan hệ dài hạn giữa giá nhà và giá tiêu dùng? Chúng ta nên mong đợi giá nhà thực là không đổi theo thời gian hay không? Một câu trả lời có thể theo đề nghị của Poterba (1984), như sau: nếu đường cung dài hạn về nhà ở và đường cung của tất cả các hàng hóa khác là co giãn hoàn toàn, trạng thái ổn định của giá công trình sẽ phụ thuộc hoàn toàn vào chi phí xây dựng, có thể độc lập với mức độ xây dựng. Tuy nhiên, nếu bất kỳ yếu tố quyết định nguồn cung BĐS như đất đai, gỗ hoặc nhân công xây dựng, có sẵn nguồn cung cố định, người ta có thể mong đợi rằng đường giới hạn khả năng sản xuất giữa nhà ở và hàng hóa khác không bằng phẳng. Điều đó hàm ý xu

hướng tăng trong giá nhà thực theo thời gian. Mặt khác, người ta có thể kỳ vọng giá nhà thực đồng liên kết với GDP, kể từ sau khi họ cung cấp một thước đo đường giới hạn khả năng sản xuất dịch chuyển ra ngoài theo thời gian như thế nào (Iacoviello, 2002). Vector đồng liên kết tiềm năng này đo độ co giãn của giá nhà với sản lượng, có thể được coi là đường cung dài hạn của vốn nhà ở, với điều kiện đầu tư mới vào vốn là một phần không đổi của GDP và đường cung của các công trình nhà ở là không thay đổi theo thời gian. Do đó, nghiên cứu áp đặt các ràng buộc đối với các vector đồng liên kết theo Iacoviello (2002) như sau:

$$y \quad mp \quad hp \quad i \quad \pi$$

$$\beta_1 = [-b_y \quad 1 \quad 0 \quad b_i \quad 0]'$$

$$\beta_2 = [-\tau \quad 0 \quad 10 \quad 0]'$$

$$\beta_3 = [0 \quad 0 \quad 0 \quad -1 \quad 1]'$$

Nhận dạng về đường cầu tiền dài hạn đầu tiên, nói lên rằng  $mp_t = b_y y_t - b_i i_t$ , mối liên kết thứ hai giữa giá nhà và GDP, tức là  $hp_t = \tau y_t$  và vector đồng liên kết cuối cùng ngụ ý lãi suất thực là dừng.

**3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận**

**3.1. Kiểm định nghiệm đơn vị**

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị đối với các biến nghiên cứu và sai phân của chúng được trình bày ở bảng 2. Có thể thấy giả thiết  $H_0$  rằng có một nghiệm đơn vị đối với các chuỗi biến gốc sản lượng, cung tiền, chỉ số giá nhà ở, lãi suất và lạm phát không thể bác bỏ trong kiểm định phi tham số PP; bên cạnh đó kiểm định tính dừng cũng bác bỏ giả thuyết về tính dừng ở hầu hết các chuỗi biến. Vì vậy, các chuỗi là không dừng trong biến gốc. Khi các chuỗi được lấy sai phân bậc một, kết quả cho thấy tất cả các chuỗi sai phân bậc một của các biến đều dừng bởi kiểm định tính dừng KPSS. Như vậy tất cả các biến là tích hợp bậc 1 – I (1).

1. Khi thay đổi trật tự các biến, kết quả cho thấy không có sự khác biệt.

**BẢNG 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định tính dừng**

	Phillips-Perron	KPSS		Phillips-Perron	KPSS
y	-1,69	0,65**	$\Delta y$	-8,41***	0,26
mp	-1,05	0,78***	$\Delta mp$	-4,42***	0,11
$hp_{hcm}$	-0,97	0,59**	$\Delta hp_{hcm}$	-4,74***	0,22
$hp_{hn}$	-1,60	0,25	$\Delta hp_{hn}$	-2,20	0,26
i	-0,88	0,40*	$\Delta i$	-2,45	0,34
$\pi$	-1,81	0,32	$\Delta \pi$	-3,61**	0,07

Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\* chỉ ra bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ở mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%, tương ứng.

**3.2. Kiểm định đồng liên kết**

Nghiên cứu sử dụng phương pháp Johansen để kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến. Khi các biến là

không dừng, đồng thời chúng là các chuỗi I (1), kiểm định đồng liên kết giúp nhận diện mối quan hệ cân bằng trong dài hạn giữa chúng.

**BẢNG 3: Kết quả kiểm định đồng liên kết**

	Trường hợp chỉ số $hp_{hn}$		Trường hợp chỉ số $hp_{hcm}$	
	Eigenvalue	Trace statistic	Eigenvalue	Trace statistic
$r = 0$	0,71	79,23**	0,88	115,78***
$r = 1$	0,65	48,47**	0,75	61,96***
$r = 2$	0,44	22,16	0,48	27,14*
$r = 3$	0,22	7,83	0,30	10,83
$r = 4$	0,06	1,52	0,07	1,92

Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\* chỉ mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%, tương ứng.

Theo thống kê Trace, giả thuyết  $H_0$  rằng không có vector đồng liên kết và giả thuyết có ít nhất 1 vector đồng liên kết bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1% cho cả hai thị trường. Ba vector đồng liên kết được tìm thấy ở thành phố Hồ Chí Minh và hai vector đồng liên kết ở Hà Nội tại mức ý nghĩa 10%. Trên cơ sở tính hợp lý và để dễ dàng hơn trong so sánh kết quả giữa các khu vực trên TTBDŞ trong nước, tác giả chọn 3 vector là số hạng chung.

**3.3. Mối quan hệ đồng liên kết**

Bảng 4 là kết quả ước lượng các vector đồng liên kết (có ràng buộc) cho các khu vực TTBDŞ. Kết quả cho thấy, độ co giãn của cầu tiền đối với thu nhập, được đo bằng  $b_y$ , là dương và lớn hơn 1. Cầu tiền thực phụ thuộc dương vào thu nhập vì thu nhập càng cao thì dân chúng càng thực hiện nhiều giao dịch và họ sẽ cần nhiều tiền hơn để trao đổi.

**BẢNG 4: Các ước lượng tham số cho các vector đồng liên kết**

	CV1	CV2	CV3
TP.HCM	$mp = 1,09y - 0,79i$ (0,03) (0,05)	$hp_{hcm} = 0,126y$ (0,001)	$i = \pi$
Hà Nội	$mp = 1,05y - 0,03i$ (0,002) (0,004)	$hp_{hn} = 0,127y$ (0,003)	$i = \pi$

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn ()

Độ co giãn của cầu tiền theo lãi suất ngắn hạn  $b_1$  là âm (-0,79 và -0,03). Điều này có thể được giải thích dựa trên cơ sở lý thuyết rằng cầu tiền phụ thuộc âm vào lãi suất bởi vì lãi suất danh nghĩa càng cao hàm ý rằng chi phí cơ hội của việc giữ tiền càng cao. Do đó nhà đầu tư và người dân có xu hướng nắm giữ ít tiền hơn và thay vào đó là đầu tư vào các kênh có nhiều lợi nhuận.

Vector đồng liên kết giữa giá nhà thực và GDP ủng hộ sự giải thích của một xu hướng tăng giá nhà thực trong dài hạn, điều này là hoàn toàn phù hợp với lý thuyết kinh tế. Điểm ước lượng của  $\tau$  đối với thị trường nhà ở thành phố Hồ Chí Minh là 0,126 trong khi ở Hà Nội là 0,127, cho thấy độ nhạy cảm của giá nhà so với thu nhập tại Hà Nội cao hơn so với thành phố Hồ Chí Minh, phù hợp với thực tế hiện nay khi mức giá chung cho thị trường nhà tại thủ đô Hà Nội luôn cao hơn các địa phương khác trong cả nước.

### 3.4. Phản ứng xung

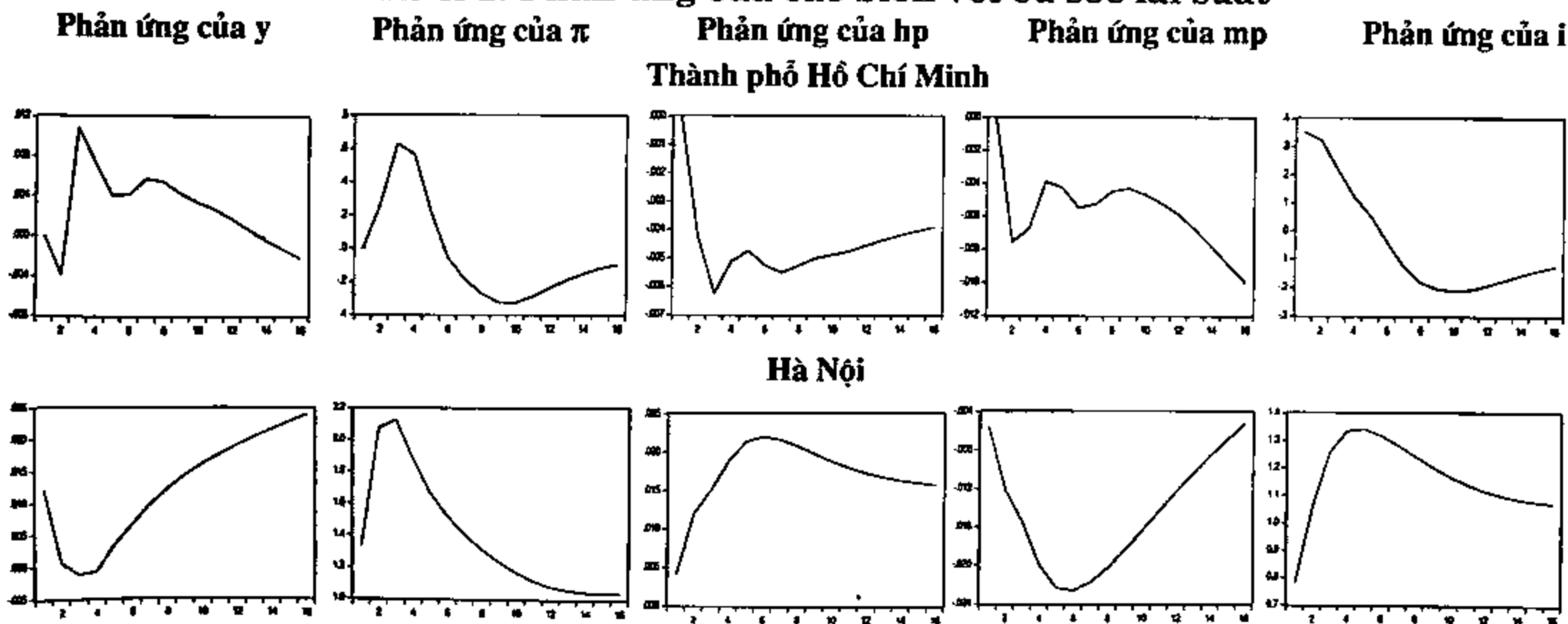
Hình 2 thể hiện phản ứng của các biến với cú sốc lãi suất và giá nhà (kích thước một độ lệch chuẩn) tại Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh từ mô hình hồi quy tương ứng<sup>2</sup>.

Xem xét phản ứng chung của các biến với cú sốc lãi suất tại hai thị trường có thể thấy

áp lực tăng lên trong lãi suất, thu hẹp trong cầu tiền và giảm đồng thời trong sản lượng. Đây là những dấu hiệu cho thấy một quan điểm CSTT thắt chặt.

Phản ứng của GDP với cú sốc lãi suất là giảm trong 2 đến 3 quý đầu, sau đó tăng lên và dần đi vào ổn định từ quý thứ 5 trong cả hai trường hợp Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh. Mức giảm từ 0,4% sau 2 quý tại thành phố Hồ Chí Minh và 0,1% trong vòng 3 quý tại Hà Nội. Khi lãi suất tăng, nguồn vốn cho đầu tư giảm vì chi phí vốn cao hơn, bên cạnh đó là sự hút vốn từ phía ngân hàng, từ đó ảnh hưởng đến đầu tư và tổng cầu trong nền kinh tế, dẫn đến sự sụt giảm về sản lượng đầu ra. Tuy nhiên, những tác động của CSTT thắt chặt này sẽ giảm dần theo thời gian bởi tác động đến kỳ vọng của khu vực tư nhân (Bjornlanda và Jacobsen, 2010). Kết quả này cũng phù hợp với những phát hiện của Giuliadori (2005) và thực tế điều hành CSTT của Việt Nam từ sau khủng hoảng khi tăng trưởng kinh tế đạt tốc độ trung bình 6%/năm trong giai đoạn từ năm 2012 đến nay, theo sau định hướng tập trung tháo gỡ các khó khăn về mở rộng tín dụng an toàn, đáp ứng nhu cầu vốn vay hợp lý cho các đối tượng khách hàng, giảm các loại lãi suất trong CSTT của NHNN.

HÌNH 2: Phản ứng của các biến với cú sốc lãi suất



2. Mô hình VECM được ước lượng với 3 vector đồng liên kết được ràng buộc ở độ trễ 1 cho thị trường nhà ở thành phố Hồ Chí Minh và thị trường nhà ở Hà Nội, độ trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn thông tin AIC.

Xem xét về phản ứng của lạm phát với cú sốc CSTT cho thấy, lạm phát tăng lên đột ngột ngay khi cú sốc lãi suất xảy ra, nhưng sau đó là phản ứng giảm như kỳ vọng sau 5 quý. Sự tăng lên ngay lập tức trong lạm phát còn được gọi là bài toán đố về giá (price puzzle) (Sims (1992)). Bài toán đố này có thể được giải thích bởi một kênh chi phí của lãi suất, trong đó (ít nhất là một phần của) sự tăng lên trong chi phí vay mượn của các công ty được bù đắp bởi việc tăng giá (Ravenna và Walsh, 2006).

Phù hợp với lý thuyết kinh tế, cầu tiền giảm ngay lập tức sau khi chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền tăng lên trước khi tăng trở lại sau 3 quý tiếp theo.

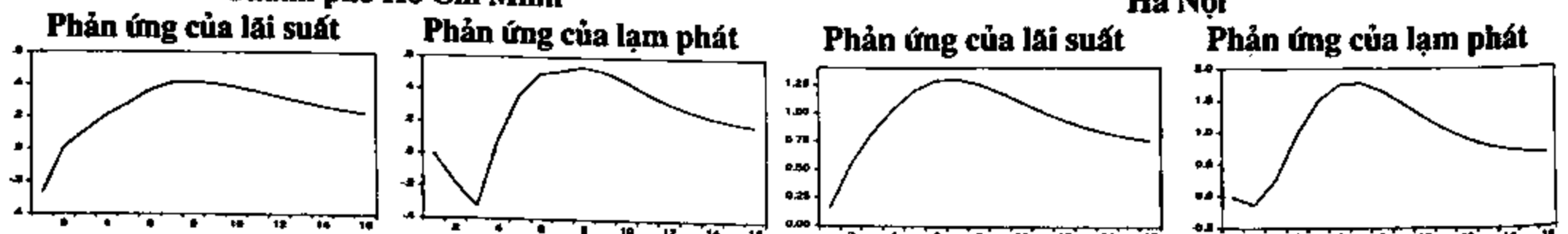
Khi có sự tăng lên ngoài kỳ vọng trong lãi suất, giá nhà giảm trong vòng 1 quý ở thị trường Hà Nội ngay sau khi cú sốc xảy ra và giảm liên tục ở thị trường thành phố Hồ Chí Minh. Kết quả này phù hợp với kết quả từ nghiên cứu của Iacoviello (2002), Bredin và cộng sự (2011) và Xu và Chen (2012). Theo lý thuyết Tobin's Q, khi lãi suất tăng làm tăng chi phí sử dụng vốn thay thế, lúc này đầu tư vào các kênh như trái phiếu hoặc ngân hàng là hấp dẫn hơn và nhà đầu tư sẽ giảm đầu tư vào nhà đất khiến giá nhà giảm. Mishkin (1996) khi lý giải hiệu ứng giàu có trên thị trường BĐS đã giải thích rằng cú sốc CSTT thắt chặt làm tăng chi phí cho những khoản vay thế chấp (do lãi suất thế chấp tăng), do đó nhu cầu vay vốn giảm làm giảm nhu cầu đối với nhà ở. Điều này làm giảm giá nhà. Một cách nữa để giải thích cho tác động nghịch của lãi suất đến giá nhà dựa theo (Elbourne (2008)) cho rằng, lãi suất tăng làm gia tăng gánh nặng trả nợ của các hộ gia đình trên các khoản vay theo lãi suất thả nổi đến một mức độ mà nhà ở cần được bán để

trả nợ gốc hoặc bị tịch thu, làm cho giá nhà giảm. Tuy nhiên, trong dài hạn, giá nhà sẽ quay lại xu hướng ngẫu nhiên phổ biến của nó. Thực tế cũng cho thấy, nguồn vốn chính để đầu tư vào TT BĐS ở Việt Nam là từ nguồn vốn tín dụng. Chính vì vậy, những thay đổi trong lãi suất sẽ ảnh hưởng đến nguồn vốn tín dụng và có tác động đáng kể đến sự phát triển của TT BĐS. Trong giai đoạn 2014–2015, khi nền kinh tế đã bước qua cuộc khủng hoảng, những thành công trong việc điều hành CSTT của NHNN thể hiện ở việc duy trì lãi suất thấp, mở rộng thanh khoản cho nền kinh tế đã giúp môi trường kinh tế vĩ mô ổn định và TT BĐS phục hồi và tăng trưởng trở lại. Xét riêng trong năm 2015, khi lãi suất được điều chỉnh giảm, trung bình khoảng 3%/năm, BĐS trở thành kênh đầu tư có lợi suất cao, do đó giá BĐS tăng 5%-6% so với năm 2014, cùng với đó là số lượng giao dịch cũng tăng vọt (Hà Nội tăng 70%, thành phố Hồ Chí Minh tăng 2,2 lần).

Để nắm bắt vai trò của giá nhà trong cơ chế truyền dẫn CSTT, chúng tôi xem xét tác động của cú sốc giá nhà đến các biến vĩ mô trong nền kinh tế.

Lãi suất cũng có phản ứng đồng thời với cú sốc giá nhà. Sau khi cú sốc tăng giá nhà xảy ra, lãi suất tăng lên ngay lập tức 15,4% ngay quý đầu tiên với cú sốc giá nhà tại Hà Nội, trong khi tại thành phố Hồ Chí Minh tăng lên 1% sau 2 quý. Cường độ và thời gian của các phản ứng sau đó có sự khác biệt giữa hai khu vực trong nước; tuy nhiên các phản ứng của lãi suất đi theo một xu hướng tăng lên sau khoảng 2 năm và sau đó đi vào ổn định, cho thấy rằng nhà ở có thể đóng vai trò khác nhau trong các hành động CSTT ở các địa phương khác nhau, song, về xu hướng là tương tự nhau.

**HÌNH 3: Phản ứng của lãi suất và lạm phát với cú sốc giá nhà**  
Thành phố Hồ Chí Minh Hà Nội



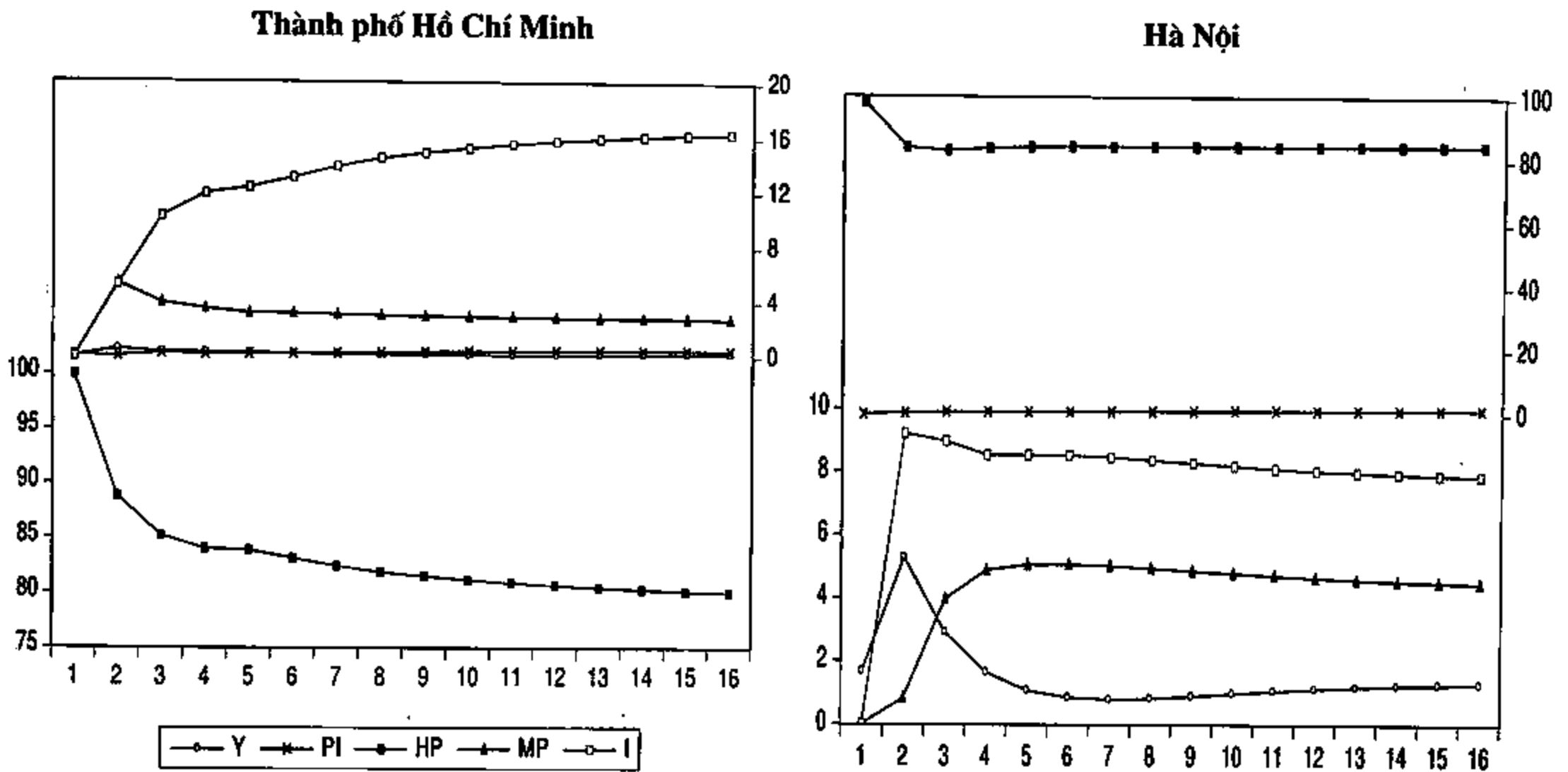


Các con số này cũng nhấn mạnh rằng các phản ứng trong lãi suất có thể (gián tiếp) liên quan đến tác động của giá nhà tới lạm phát. Đặc biệt, tác động của sự tăng lên ngoài kỳ vọng của giá nhà lên lạm phát là dương và đáng kể, mặc dù có độ trễ nhất định. Điều này ngụ ý rằng chúng ta không thể loại trừ khả năng phản ứng có tính hệ thống của CSTT với những thay đổi ngoài kỳ vọng trong giá nhà.

**1.2. Phân rã phương sai**

Tiến hành phân tích mức độ tác động trong phương sai sai số dự báo của giá nhà

**HÌNH 4: Phân rã phương sai sai số dự báo của giá nhà**



dưới tác động của các biến trong mô hình, kết quả được thể hiện ở hình 4.

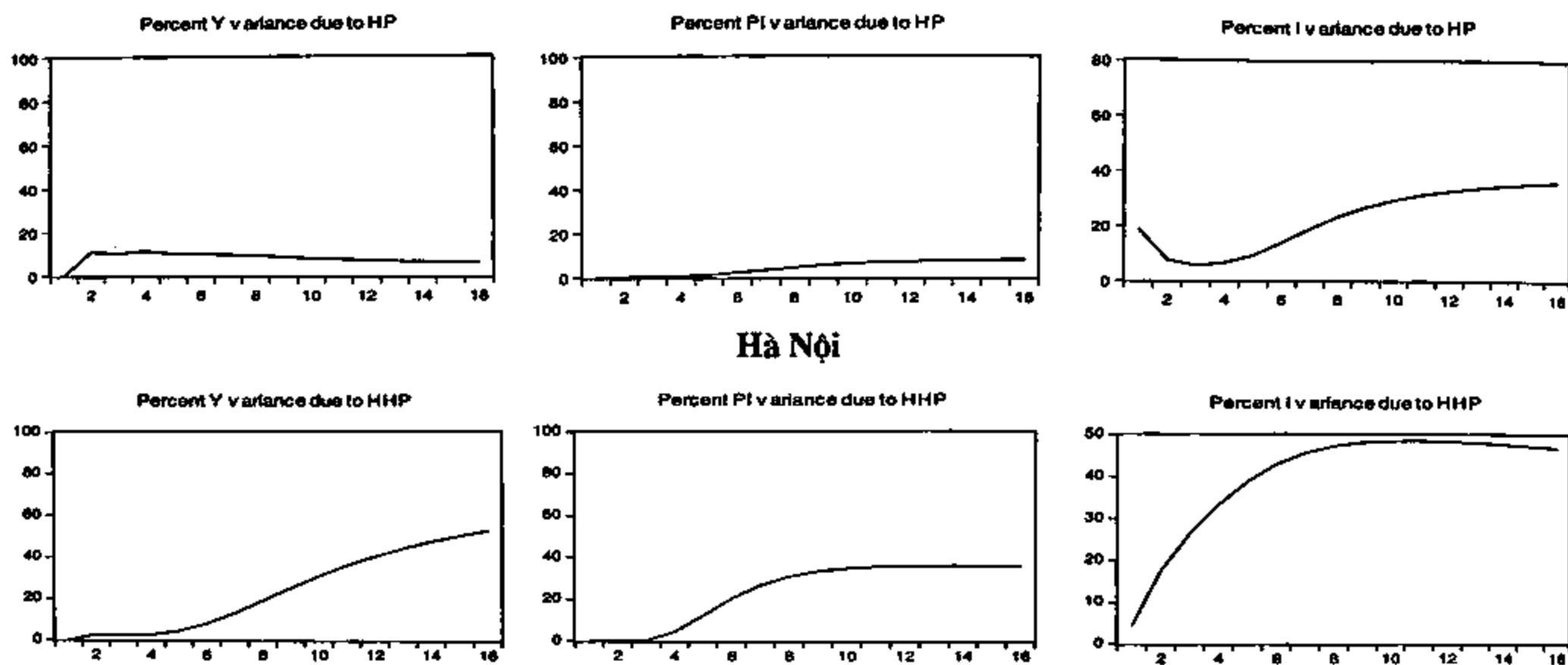
Biến động lãi suất giải thích từ 5% - 15% phương sai sai số dự báo của giá nhà tại thành phố Hồ Chí Minh và từ 8% - 9,2% tại Hà Nội sau 2 năm và tiếp tục tăng ở những năm tiếp theo. Trong tất cả các biến vĩ mô, đóng góp của lãi suất là quan trọng nhất trong giải thích biến động giá nhà. Đóng góp của cú sốc lãi suất đến biến động giá nhà tại thành phố Hồ Chí Minh là lớn hơn Hà Nội vì đầu tư cho BĐS tại thành phố Hồ Chí Minh dựa vào nguồn vốn tín dụng, mà nguồn vốn này chịu tác động bởi lãi suất nhiều hơn tại Hà Nội.

trong khi mức biến động của GDP được giải thích bởi gần một nửa trong giá nhà tại Hà Nội. Tương tự, giá nhà cũng góp phần giải thích trên dưới 10% và có xu hướng tăng theo thời gian trong phương sai lạm phát trong nước đồng thời mức độ giải thích ở thị trường Hà Nội là cao hơn. Cuối cùng, đóng góp của cú sốc giá nhà tới biến động lãi suất cũng tăng dần theo thời gian. Lãi suất phản ứng nhanh và cú sốc giá nhà ảnh hưởng một phần lớn trong đó (40% - 50%) theo thời gian. Kết quả này hỗ trợ vai trò quan trọng của TTBDs trong thiết lập CSTT ở Việt Nam.

Xét về vai trò của TTBDs trong cơ chế truyền dẫn CSTT đến hoạt động của nền kinh tế và đến mục tiêu của chính sách, nghiên cứu thực hiện phân rã phương sai sai số dự báo của các biến kinh tế vĩ mô quan trọng (GDP, lạm phát, lãi suất) với sự đóng góp của cú sốc giá nhà. Kết quả thể hiện ở hình 5 cho thấy tầm quan trọng tương đối của những cú sốc giá nhà trong tương lai.

Đóng góp của giá nhà tới phương sai của GDP dao động trong khoảng từ 6% - 11% tại thị trường thành phố Hồ Chí Minh,

**HÌNH 5: Phân rã phương sai. Đóng góp của cú sốc giá nhà  
Thành phố Hồ Chí Minh**



**4. Kết luận và gợi ý chính sách**

Phù hợp với lý thuyết về hàm cầu tiền dài hạn, độ co giãn của cầu tiền đối với thu nhập là dương và lớn hơn 1, trong khi độ co giãn của cầu tiền theo lãi suất ngắn hạn là âm. Mối quan hệ dài hạn giữa giá nhà thực và GDP ủng hộ sự giải thích của một xu hướng tăng giá nhà thực trong dài hạn.

Đối với thị trường nhà ở, bằng chứng được trình bày trong nghiên cứu này cho thấy rằng các hành động của CSTT (và các yếu tố vĩ mô khác) đóng một vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy biến động giá tài sản. Biến động lãi suất giải thích từ 5% - 15% phương sai sai số dự báo của giá nhà tại thành phố Hồ Chí Minh và từ 8% - 9,2% tại Hà Nội sau 2 năm và tiếp tục tăng ở những năm tiếp theo. Trong tất cả các biến vĩ mô, đóng góp của lãi suất là quan trọng nhất trong giải thích biến động giá nhà ở chiều ngược lại, TT BĐS thể hiện tầm quan trọng nhất định trong cơ chế truyền dẫn từ hành động đến mục tiêu của CSTT. Cú sốc giá nhà giải thích đáng kể sự tăng lên trong lãi suất và lạm phát trên thị trường.

Những phát hiện của nghiên cứu này đưa ra một số gợi ý chính sách như sau:

(i) Trong những năm vừa qua hoạt động của thị trường bất động sản đã thu hút một

lượng vốn không nhỏ, góp phần giải quyết việc làm và thu nhập cho người lao động. Để khuyến khích đầu tư kinh doanh bất động sản nhằm phát triển TT BĐS trong nước hơn nữa, bên cạnh những chính sách ưu đãi như tạo điều kiện về thủ tục, miễn giảm tiền sử dụng đất..., Nhà nước cần duy trì mức lãi suất vừa phải trong một CSTT phù hợp nhằm thu hút các nguồn vốn cho TT BĐS, điều chỉnh chính sách tín dụng linh hoạt để tạo điều kiện về vốn cho các chủ thể tham gia TT BĐS. Ngoài ra, cần hoàn thiện chính sách tín dụng cho TT BĐS: xây dựng cơ chế, chính sách tín dụng linh hoạt tạo hành lang pháp lý để các ngân hàng thương mại có thể huy động được các nguồn vốn trung và dài hạn với lãi suất ổn định để cung cấp tín dụng cho TT BĐS, đồng thời hỗ trợ cho các đối tượng có thu nhập trung bình, ổn định có khả năng mua nhà ở.

(ii) Nhằm thiết lập CSTT có hiệu quả, đạt được mục tiêu đặt ra, Nhà nước cần xem xét vai trò quan trọng của TT BĐS trong cơ chế truyền dẫn bên cạnh những kênh truyền dẫn truyền thống như tín dụng, lãi suất, tỷ giá. Một TT BĐS phát triển quá nóng có thể là nguyên nhân dẫn tới lạm phát ở mức cao, do đó Nhà nước cần định hướng và kiểm soát các hoạt động đầu cơ, phát huy vai trò chủ

đạo của kinh tế nhà nước trong kinh doanh và bình ổn giá bất động sản./.

**TÀI LIỆU THAM KHẢO**

1. Anoki K., Proudman J. & Vlieghe G. (2000), Houses as collateral: has the link between house prices and consumption in the U.K. changed? Federal Reserve Bank of New York: Economic Policy Review of Finance, 8, 163-177.
2. Bernanke B. S. & Gertler M. (1995), Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. The Journal of Economic Perspectives, 9, 27-48.
3. Bernanke S. B. & Kuttner K. N. (2005), What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? Journal of Finance 60, 1221-1257.
4. Bredin D., O'reilly G. & Stevenson S. (2011), Monetary policy transmission and real estate investment trusts. International Journal of Finance & Economics, 16, 92-102.
5. Clarida R. H., Gali J. & Gertler M. L. (2001), Optimal monetary policy in open versus closed economies: an integrated approach. American Economic Review, 91, 248-252.
6. Coenen G. & Vega J. L. (1999), The Demand for M3 in the Euro Area. ECB Working Paper, 6.
7. Elbourne A. (2008), The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. Journal of Housing Economics, 17, 65-87.
8. Engle R. F. & Granger C. W. J. (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica, 55, 251-276.
9. Ewing B. T. & Payne J. E. (2005), The response of real estate investment trust returns to macroeconomic shocks. Journal of Business Research, 58, 293 - 300.
10. Gali J. (1992), How Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data? Quarterly Journal of Economics, 107, 709-738.
11. Giuliadori M. (2005), Role of House Prices in The Monetary Transmission Mechanism Across European Countries. Scottish Journal of Political Economy, 52, 519-543.
12. Grilli V. & Roubini N. (1996), Liquidity models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence. European Economic Review, 40, 847-859.
13. Gupta R. & Kabundi A. (2010), The effect of monetary policy on house price inflation: A factor augmented vector autoregression (FAVAR) approach. Journal of Economic Studies, 37, 616 - 626.
14. Iacoviello M. (2002), House Prices and Business Cycles in Europe: a VAR Analysis. Boston College Working Paper, 540.
15. King R. G., Plosser C. I., Stock J. H. & Watson M. W. (1991), Stochastic trends and economic fluctuations. The American Economic Review, 81, 819-840.
16. Koivu T. (2012), Monetary policy, asset prices and consumption in China. Economic Systems, 36, 307-325.
17. Maclennan D., Muellauer J. & Stephens M. (2000), Asymmetries in housing and financial market institutions and EMU. Update of: Maclennan, D., Muellbauer, J., Stephens, M., 1998. Asymmetries in housing and financial market institutions and EMU. Oxford Review of Economic Policy, 30, 54-80.
18. Madariaga N. & Poncet S. (2007), FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth. The World Economy, 30, 837-862
19. Malpezzi S. & Maclennan D. (2001), The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom. Journal of Housing Economics, 10, 278-306.
20. Mishkin F. S. (1996), The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. NBER Working Paper 5464. Cambridge, MA.
21. Mishkin F. S. (2007), Housing and the monetary transmission mechanism. In: Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, 2007-2040, Washington, DC.
22. OECD (2005), Recent house price developments: the role of fundamentals. OECD Economic Outlook, 78, 123-155.
23. Poterba J. (1984), Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach. Quarterly Journal of Economics, 99, 729-752.
24. Ravenna F. & Walsh C. E. (2006), Optimal monetary policy with the cost channel. Journal of Monetary Economics, 53, 199-216.
25. Rigobon R. & Sack B. (2004), The impact of monetary policy on asset prices. Journal of Monetary Economics, 51, 1553-1575.
26. Rosen K. T. (1984), Affordable Housing: New Policies for the Housing and Mortgage Markets, Cambridge, Massachusetts: Ballinger Publishing Company.
27. Sims C. (1992), Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. European Economic Review, 36, 975-1000.
28. Stock J. H. & Watson M. W. (2003), Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. Journal of Economic Literature, 41, 788-829.
29. Svensson L. E. O. (2000), Open-economy inflation targeting. Journal of International Economics, 50, 155-183.
30. Trinh P. T. T. & Kim N. T. (2015), Broad Monetary Condition Index: An Indicator for Short-Run Monetary Management in Vietnam. In: VAN-NAM HUYNH, S. S., VLADIK KREINOVICH, KOMSAN SURIYA (ed.) Econometrics of Risk. Switzerland: Springer International Publishing.
31. Zhang Y., Hua X. & Zhao L. (2012), Exploring determinants of housing prices: A case study of Chinese experience in 1999-2010. Economic Modelling, 29, 2349-2361.