

TÁC ĐỘNG CỦA CHI TIÊU CÔNG ĐẾN THỊ TRƯỜNG BẤT ĐỘNG SẢN

Phạm Hữu Hồng Thái

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: phh.thai@usm.edu.vn

Hồ Thị Lam

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: lamhothi@gmail.com

Ngày nhận: 30/11/2016

Ngày nhận bản sửa: 14/02/2017

Ngày duyệt đăng: 25/2/2017

Tóm tắt:

Nghiên cứu này lần đầu tiên điều tra liệu chi tiêu công có phải là một động lực quan trọng của sự gia tăng gần đây trong giá nhà ở trên thị trường bất động sản tại Việt Nam. Sử dụng phương pháp tiếp cận vector tự hồi quy dạng bảng (panel VAR) với một tập dữ liệu quý trong giai đoạn 2009-2016 từ hai thành phố lớn nhất và quan trọng nhất của Việt Nam – Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh, kết quả cho thấy sự gia tăng trong chi tiêu cho đầu tư phát triển của địa phương kéo theo giá nhà ở tăng lên. Một mặt, những phát hiện có thể phản ánh các hộ gia đình trong khu vực có dự án đầu tư được xây dựng có thể sẵn sàng trả cho sự gia tăng trong chi tiêu công thông qua các loại thuế và phí. Mặt khác, kết quả có thể thấy rằng một trong những giải pháp kiềm chế lạm phát giá nhà ở là hạn chế chi tiêu công vào những con đường mới, cơ sở hạ tầng mới, cải tạo các công trình.

Từ khóa: Chi tiêu công, giá nhà đất, thị trường bất động sản, panel VAR

The effects of local public spending on real estate market

Abstract:

This study investigates for the first time whether local public expenditure is an important driving force of a recent increase in housing price in Vietnam. Using a Panel Vector Autor Regressive approach with a unique quarterly dataset of the period 2009-2016 from two the biggest cities of Vietnam(Hanoi and Hochiminh city), the results show that an increase in expenditure for investment pulls up housing price. On the one hand, the findings reflect that households in the areas where investment projects are located can be willing to pay for an increase in public spending through taxes and fees. On the other hand, the results suggest that limitation of government spending in new infrastructure is one of the solutions curbing housing price inflation.

Keywords: Public expenditures; house price; real estate market.

1. Giới thiệu

Thị trường bất động sản Việt Nam đã sôi động trở lại trong những năm gần đây, giá nhà đất gia tăng liên tục, đặc biệt là tại các thành phố lớn như Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh. Ví dụ, giá nhà đất ở Hà Nội vào cuối năm 2015 đã tăng lên gấp đôi so với

giá trong năm 2013. Vấn đề này đặt ra một câu hỏi về nguyên nhân sâu xa của sự gia tăng giá nhà và hồi phục thị trường bất động sản là gì?

Lý thuyết dự đoán rằng giá nhà ở có thể được xác định bởi nhiều yếu tố cả về phía cung và phía cầu như thu nhập, đặc điểm xã hội-nhân khẩu học, lạm

phát và sự sẵn có của tín dụng (Oikarinen, 2009). Trong số nhiều yếu tố khác nhau này, nghiên cứu tập trung vào vai trò của chi tiêu công mà thu hút sự chú ý của các nhà nghiên cứu và các nhà hoạch định chính sách trong thời gian gần đây (García & cộng sự 2010; Khan & Reza, 2016).

Các kiểm định và tranh luận về giả thuyết liệu giá nhà đất có bị ảnh hưởng bởi những thay đổi trong chi tiêu công ngày càng tăng lên. Nhìn chung, những nghiên cứu tìm thấy rằng một sự gia tăng trong chi tiêu công của chính quyền có khả năng tăng giá trị tài sản và điều này kéo theo giá nhà ở tăng lên (Oates, 1969; Afonso & Sousa, 2011; Church, 1981). Tuy nhiên, nghiên cứu này khác biệt đáng kể với các nghiên cứu trước đây trên ba đặc điểm. Đầu tiên, trong khi có rất nhiều nghiên cứu kiểm tra giả thuyết này ở các nước phát triển (García & cộng sự, 2010; Oates, 1969), bằng chứng từ bối cảnh các nước đang phát triển vẫn còn hạn chế. Bởi vì các nhà hoạch định chính sách đã bắt đầu quan tâm đến việc hoạch định dựa vào bằng chứng thực nghiệm, nhu cầu đối với các nghiên cứu định lượng để giải quyết các vấn đề chính sách có liên quan ngày càng tăng lên. Do đó, nghiên cứu này góp phần vào những tài liệu trước đây bằng cách cung cấp các bằng chứng thực nghiệm đầu tiên về vai trò của chi tiêu công địa phương đến giá nhà ở tại Việt Nam. Câu trả lời cho câu hỏi này là quan trọng bởi vì nó có tác động chính sách hữu ích ngay lập tức. Lạm phát giá nhà đất là một trong những thách thức cấp bách phải đối mặt với các nhà hoạch định chính sách ở Việt Nam. Nếu chi tiêu công địa phương thực sự có ảnh hưởng đến tốc độ tăng giá nhà ở, kiềm chế lạm phát giá nhà ở bằng cách điều chỉnh giá có thể ít phù hợp và bền bỉ hơn bắt nguồn từ các chương trình cải cách tài chính công.

Thứ hai, các nghiên cứu trước đây thường sử dụng tổng chi tiêu trong việc xem xét các mối liên kết với giá nhà đất. Tuy nhiên, các thành phần khác nhau của chi tiêu công có thể ảnh hưởng khác nhau đến giá nhà ở. Do đó, khác biệt với những tài liệu trước, nghiên cứu này xem xét vai trò của mỗi thành phần trong tổng chi tiêu của chính quyền địa phương đến giá nhà đất. Điều này có thể cung cấp một bức tranh chi tiết về vai trò của chi tiêu công đến giá nhà đất. Điều thú vị là, trái với một số nghiên cứu, nghiên cứu của chúng tôi cho thấy sự gia tăng trong chi tiêu cho đầu tư và phát triển của chính quyền địa

phương dẫn đến giá nhà cao hơn, nhưng tăng trong chi thường xuyên tác động tiêu cực đến tốc độ tăng giá nhà ở.

Thứ ba, cách tiếp cận thực nghiệm của chúng tôi dựa trên mô hình vector tự hồi quy dạng bảng (Panel VAR), trong đó những lợi thế của mô hình này là đối xử với tất cả các biến như là nội sinh và kiểm soát được tính không đồng nhất cá nhân không quan sát được (Agnello & Sousa, 2013).

Phần còn lại của nghiên cứu được cấu trúc như sau. Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu có liên quan. Bối cảnh của nghiên cứu này được mô tả tóm tắt ở phần 3. Phần 4 trình bày phương pháp và các nguồn dữ liệu. Phần 5 báo cáo kết quả thực nghiệm và thảo luận; kết luận và khuyến nghị chính sách được đưa ra trong phần cuối cùng.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu có liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

Tiebout (1956) đã phát triển một mô hình chính thức liên quan đến xác định vị trí để ở của người tiêu dùng trong sự phù hợp với sở thích đối với hàng hóa và dịch vụ công địa phương. Ông đề nghị rằng ít nhất ở mức độ lý thuyết chúng ta có thể hình dung một hệ thống mà trong đó chúng ta có được một cái gì đó tương tự như một giải pháp thị trường để sản xuất và tiêu thụ hàng hóa công địa phương. Rất đơn giản, thế giới của Tiebout là một thế giới trong đó người tiêu dùng “mua sắm” trong các cộng đồng khác nhau mà cung cấp các gói dịch vụ công địa phương khác nhau và họ lựa chọn một nơi cư trú trong cộng đồng mà cung cấp các chương trình thuế - chi tiêu phù hợp nhất với thị hiếu của mình. Nếu điều này là đúng, các kết quả đầu ra của các dịch vụ công từ chi tiêu công của địa phương (cũng như thuế) nên ảnh hưởng đến sự hấp dẫn tiềm năng của một cộng đồng dân cư và do đó ảnh hưởng đến giá trị bất động sản tại địa phương.

Cách tiếp cận cân bằng tổng quát này ngũ ý rằng, nếu một cộng đồng tăng thu thuế tài sản của mình để mở rộng chi tiêu công thông qua cung cấp các hàng hóa và dịch vụ công, thu nhập cho thuê rộng (thực tế hoặc quy đổi) cho chủ sở hữu tài sản không giảm và có thể tăng lên. Hơn nữa, điều này cho thấy một cách để xác định xem liệu giả thuyết Tiebout về xác định vị trí để ở của người tiêu dùng theo sở thích với chương trình ngân sách địa phương có liên quan

giới hành vi thực tế. Nếu người tiêu dùng, trong sự lựa chọn của họ về địa phương nơi cư trú, thực hiện xem xét các chương trình dịch vụ công có sẵn, với mọi thứ khác là như nhau (bao gồm cả thuế suất), tiền thuê ròng (thực tế hoặc quy đổi), giá trị tài sản sẽ là cao hơn trong một cộng đồng với các gói hàng hóa, dịch vụ công hấp dẫn hơn. Các gia đình riêng lẻ, mong muốn tiêu thụ hàng hóa, dịch vụ công ở mức độ cao hơn, sẽ dự đoán có xu hướng tăng giá trị tài sản trong cộng đồng mà có các chương trình dịch vụ công chất lượng cao. Như Bickerdike ghi nhận: "Một số thứ, chẳng hạn như dịch vụ thấp sáng và vệ sinh đường phố, là những lợi thế có thể nhìn thấy bằng mắt; chúng có thể được đưa vào tính toán khi một người lựa chọn một ngôi nhà, mặc dù chúng có khuynh hướng bị lãng quên bởi các nhân viên thu thuế" (Bickerdike, 1902, 476). Ngược lại, nếu các chương trình chi tiêu của địa phương không có tác động ở tất cả các quyết định về địa điểm, không có kỳ vọng về giá bất động sản địa phương phụ thuộc vào biến chi tiêu, vì trong trường hợp này, cung và cầu về bất động sản địa phương có thể sẽ độc lập với các chương trình này.

Ngoài ra, Jappelli & Pistaferri (2007) cũng lưu ý rằng những phát triển trong thị trường nhà ở có thể bị ảnh hưởng bởi một loạt các biện pháp tài khóa đặc biệt là thông qua các khoản trợ cấp và các biện pháp thuế. Ví dụ, các khoản trợ cấp tài chính (thuộc chương trình chi tiêu công) cho việc mua nhà mới có thể thúc đẩy nhu cầu và giá nhà ở, đặc biệt là trong bối cảnh nguồn cung nhà ở không co giãn.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan

Kể từ khi sự xuất hiện của nghiên cứu nổi tiếng của Oates (1969), một số nghiên cứu liên quan đến giả thuyết Tiebout và tác động của chi tiêu công địa phương và thuế suất thuê tài sản đến giá trị tài sản đã được công bố (Pollakowski, 1973; Oates, 1973; Edel & Sclar, 1974; Hamilton, 1976; King, 1977; và Rosen & Fullerton, 1977).

Oates (1969) thực hiện kiểm định thực nghiệm trên giả thuyết Tiebout. Ông đo lường tầm quan trọng của các biến tài khóa như thuế suất tài sản và chi tiêu công địa phương trong việc xác định lựa chọn bất động sản nhà ở, bằng việc quan sát tác động của những biến này đến giá trị bất động sản nhà ở trong 53 cộng đồng dân cư ở Đông Bắc New Jersey. Tuy nhiên, ông có hiệu chỉnh các yếu tố khác tác động đến giá trị bất động sản như khoảng cách

từ thành phố New York và thu nhập trung bình của người dân. Oates tìm thấy rằng giá trị bất động sản trong quan đương với chi tiêu công địa phương và tương quan âm với thuế suất thuê tài sản địa phương. Những kết quả này hỗ trợ mạnh mẽ cho giả thuyết Tiebout: người tiêu dùng nhận ra sự khác biệt về tài chính công giữa các cộng đồng với các đặc tính hấp dẫn khác thường. Tuy nhiên, hạn chế của Oates là nghiên cứu của ông được thực hiện tại một thời điểm với hồi quy chéo, điều này có thể dẫn đến kết quả sai lệch ở một mức độ nào đó so với khi xem xét trong một thời gian dài trong đó các nền kinh tế trải qua các chu kỳ kinh tế khác nhau. Ở một cách tiếp cận khác với Oates (1969), Brueckner (1979) tập trung vào câu hỏi hiệu quả nền kinh tế trong một thế giới không thỏa mãn điều kiện cân bằng Tiebout. Với việc sử dụng mẫu nghiên cứu tương tự Oates (1969) dưới một mô hình lý thuyết mới – mô hình bid-rent, kết quả cho thấy các cộng đồng trong mẫu đang cung cấp hàng hóa công tại mức cao hơn mức hiệu quả, và giảm sản lượng hàng hóa công (hay giảm các chương trình chi tiêu công) sẽ làm giá tăng giá trị tài sản trong những cộng đồng này.

Nhìn chung, mối quan hệ và tác động của chi tiêu công đến thị trường bất động sản đã được quan tâm nghiên cứu trong các nghiên cứu trước đây, song hoặc các nghiên cứu hoặc chỉ tập trung vào các nước phát triển (ví dụ Oates, 1969; Brueckner, 1979; Afonso & Sousa, 2011...), hoặc chỉ đánh giá tác động tổng thể của chính sách tài khóa thông qua biến thâm hụt ngân sách (ví dụ Agnello & Sousa, 2013) hay chỉ quan tâm đến tác động tổng thể của chi tiêu công mà không xem xét tác động riêng phần của các thành phần chi tiêu (ví dụ Garcia & cộng sự, 2010; Afonso & Sousa, 2011...). Nghiên cứu này của chúng tôi nhằm mục đích lấp đầy các khoảng trống nêu trên bằng việc xem xét tác động của chi tiêu công địa phương đến thị trường bất động sản ở một nước đang phát triển – Việt Nam, trong đó xem xét tác động của từng thành phần chi tiêu cũng như tác động tổng hợp của chúng trong một khung phân tích panel VAR, khác với các nghiên cứu trước.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Chúng tôi lượng hóa các mối quan hệ giữa chi tiêu công, giá nhà ở và hoạt động kinh tế bằng cách ước lượng mô hình Panel VAR như sau:

$$X_{it} = \Gamma_0 + \Gamma(L)X_{it} + f_i + \varepsilon_{it} \quad (*)$$

Trong đó X_{it} là vector các biến nội sinh bao gồm:

(i) chỉ số giá nhà ở (hp_{it}), tổng sản phẩm trên địa bàn – GRDP (y_{it}), chỉ số giá tiêu dùng trên địa bàn (cpi_{it}), chỉ tiêu cho đầu tư phát triển địa phương (inv_{it}), chỉ thường xuyên địa phương ($other_{it}$), tổng chỉ tiêu công địa phương (lps_{it}). r_0 biểu thị vector hằng số, $r(L)$ là một ma trận đa thức toán tử lùi, f là hiệu ứng cố định địa phương và ϵ_{it} là vector sai số.

Để nhận biết tác động riêng phần của từng thành phần chỉ tiêu công và tác động tổng hợp của chúng, chúng tôi lần lượt xem xét trong 4 mô hình với vector các biến nội sinh là:

Mô hình (1): $X_{it} = [hp_{it}, y_{it}, cpi_{it}, inv_{it}]'$;

Mô hình (2): $[hp_{it}, y_{it}, cpi_{it}, other_{it}]'$;

Mô hình (3): $[hp_{it}, y_{it}, cpi_{it}, inv_{it}, other_{it}]'$; và

Mô hình (4): $[hp_{it}, y_{it}, cpi_{it}, lps_{it}]'$.

Về trật tự của các biến trong hệ thống, chúng tôi giả định rằng GDP và mức giá phản ứng với những cú sốc chính sách tài khóa, cụ thể là sốc chỉ tiêu công với độ trễ nhất định. Điều này phù hợp với các nghiên cứu trước đây trong các tài liệu về chính sách tài khóa (Fatás & Mihov, 2001; Blanchard & Perotti, 2002; Mountford & Uhlig, 2009). Về giá nhà ở, sự lựa chọn của chúng tôi được hỗ trợ bởi thực tế là thị trường thường cung nhảc với chi phí giao dịch lớn, và cần có thời gian để xây dựng nhà ở mới hay thanh lý hàng tồn kho cũng như đạt được sự phù hợp giữa người mua và người bán, do đó, phản ứng của giá nhà thường chậm trễ hơn so với các biến khác (Agnello & Sousa, 2013)¹.

Có nhiều lợi ích khác nhau khi áp dụng một khung phân tích panel VAR.

Đầu tiên, nó cho phép tính không đồng nhất cá nhân không quan sát được khi nó khám phá khía cạnh chéo qua việc xem xét một bảng dữ liệu các địa phương.

Thứ hai, trong khi mô hình đối xử với tất cả các biến là nội sinh (như trong mô hình VAR truyền thống), nó làm tăng hiệu quả và sức mạnh của suy luận thống kê khi mà nếu ước tính một mô hình VAR ở cấp địa phương sẽ có quá ít bậc tự do và dẫn đến sự thiên lệch mẫu nhỏ (*small-sample bias*) (theo Agnello và Sousa, 2013).

Thứ ba, mặc dù thực tế rằng cách tiếp cận Panel VAR của chúng tôi áp đặt cùng một cấu trúc cho mỗi đơn vị chéo, nó cũng cho phép chúng tôi phát hiện ra mối quan hệ năng động thông thường (Gavin & Theodorou, 2005). Trong khi vấn đề này có thể

được giải quyết bằng thủ tục mean-differencing dữ liệu và sử dụng hiệu ứng cố định, mối tương quan tiềm năng giữa hiệu ứng cố định và các biến hồi quy dẫn đến ước lượng bị chênh (Holtz-Eakin & cộng sự, 1988), đặc biệt là khi kích thước thời gian là nhỏ (Nickell, 1981). Để tránh vấn đề này, chúng tôi sử dụng mean-differencing phía trước, cũng được gọi là «thủ tục Helmert» (xem Arellano & Bover, 1995). Thủ tục này chỉ loại bỏ các trung bình phía trước, nghĩa là trung bình của tất cả các quan sát tương lai có giá trị cho mỗi firm-year. Sự chuyển đổi này đảm bảo tính trực giao giữa các biến được chuyển đổi và các biến hồi quy trễ, vì vậy chúng tôi có thể sử dụng biến hồi quy trễ như các biến công cụ và ước lượng các hệ số bởi GMM hệ thống (xem Love & Zicchino, 2006).

Thứ tư, để tính toán các hàm phản ứng xung, chúng tôi áp đặt một quá trình nhận dạng tam giác và chuyển đổi hệ thống trong một VAR ‘đệ quy’ (Hamilton, 1994). Chúng tôi tính toán những cú sốc trực giao (*orthogonalized shock*). Bằng việc trực giao hóa các phản ứng của các biến, chúng tôi có thể nhận diện tác động của một cú sốc tại một thời điểm trong khi giữ các cú sốc khác không đổi.

Trước khi áp dụng panel VAR, một loạt các kiểm định được bao gồm. Thứ nhất, sự hiện diện của nghiệm đơn vị của mỗi biến trong bảng được kiểm định sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị trên dữ liệu bảng Levin-Lin-Chu (LLC) (xem Levin & cộng sự, 2002). Thứ hai, kiểm định đồng liên kết để nhận diện mỗi quan hệ dài hạn giữa các biến cũng được thực hiện sử dụng kiểm định đồng liên kết trên dữ liệu bảng Westerlund (Westerlund, 2007). Độ trễ thích hợp cho mô hình panel VAR được chọn dựa trên tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC).

Như được thể hiện bởi các nghiên cứu trước đó (Cass & Shiller, 1988; Glindro & cộng sự, 2008; Hui & Yue, 2006), những thay đổi trong tốc độ tăng giá nhà ở có liên quan chặt chẽ hơn với các yếu tố phía cầu thay vì các yếu tố phía cung. Ngoài ra, nghiên cứu tập trung chủ yếu vào mối quan hệ giữa giá nhà ở và chỉ tiêu công. Do đó, chỉ có một số các biến kinh tế vĩ mô cơ bản như thu nhập đại diện bởi GRDP thực (thể hiện hoạt động kinh tế tổng hợp thực) và mức giá (đại diện cho các yếu tố danh nghĩa trong nền kinh tế) được kiểm soát trong mô hình.

Các dữ liệu cho GRDP Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh, chỉ tiêu công địa phương và các thành

Bảng 1. Thống kê mô tả

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
<i>p</i>	60	4,6349	0,1261	4,4853	4,9323
<i>y</i>	60	11,5937	0,4223	10,8956	12,4969
<i>cpi</i>	60	4,6420	0,0334	4,5864	4,7402
<i>inv</i>	60	8,5332	0,3411	7,0461	9,1589
<i>ot er</i>	60	8,6653	0,3869	7,8048	9,3950

phần, CPI trên địa bàn được thu thập từ Cục Thống kê Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh, tương ứng, trong khi chỉ số giá nhà thu được từ Tập đoàn Savills. 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 thành phố Hồ Chí Minh và hơn 160 dự án trên thị trường sơ cấp và thứ cấp tại Hà Nội. Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian theo quý trong giai đoạn từ 2009Q1 đến 2016Q2. Tất cả các biến được hiệu chỉnh mùa vụ sử dụng thủ tục Census X-12 và sau đó được chuyển đổi sang logarit tự nhiên để đảm bảo chuỗi dữ liệu ổn định hơn cho nghiên cứu.

Về biến quan tâm chính, hai đại diện khác nhau của chỉ tiêu công địa phương được sử dụng. Thứ nhất, chỉ thường xuyên bao gồm nhiều loại khác nhau của chỉ tiêu. Ví dụ, chỉ thường xuyên bao gồm

chi phí cho chi tiêu hiện hành, chi phí quản lý, chi cải cách tiền lương, chi lương hưu, chi trả lãi... Thứ hai, chỉ đầu tư phát triển gồm các các loại chi phí liên quan tới phát triển như phát triển cơ sở hạ tầng, bảo trì đường sá và xây dựng đường sá mới. Cụ thể hơn cho các biến trong mô hình, mô tả thống kê được hiển thị ở bảng 1.

4. Kết quả và thảo luận

Mô hình Panel VAR như được miêu tả ở phần trên được ước lượng với độ trễ 1, được lựa chọn theo tiêu chuẩn AIC sử dụng phương pháp ước lượng GMM². Kết quả ước lượng các mô hình Panel VAR cho mối quan hệ giữa chỉ tiêu công và thị trường bất động sản địa phương với biến phụ thuộc được quan tâm chính là chỉ số giá bất động sản được trình bày ở bảng 2.

Bảng 2: Kết quả ước lượng mô hình với biến phụ thuộc *hp*

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>p(-1)</i>	0,712*** (4,08)	0,648*** (4,93)	0,642*** (4,92)	0,777*** (6,71)
<i>y(-1)</i>	-0,0125 (-1,21)	-0,0177* (-1,87)	-0,0180* (-1,94)	-0,0190*** (-2,69)
<i>cpi(-1)</i>	-0,596** (-2,35)	-0,229 (-1,33)	-0,254 (-1,11)	-0,295** (-2,08)
<i>inv (-1)</i>	0,0231** (2,22)		0,00415 (0,29)	
<i>ot er (-1)</i>		-0,00068 (-0,06)	-0,00249 (-0,19)	
<i>lps (-1)</i>				0,0112* (1,71)

Ghi chú: giá trị thống kê trong ngoặc (). * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Đầu tiên, liên quan đến vai trò của biến quan tâm chính trong nghiên cứu là chỉ số giá nhà ở, nghiên cứu cho thấy rằng giá nhà ở có quan hệ chặt chẽ với sự gia tăng trong chi tiêu công cho đầu tư phát triển. Tác động của chi đầu tư phát triển đến giá nhà ở độ trễ 1 kỳ là dương, được báo cáo ở cả mô hình (1) và (3). Các hệ số ước tính từ mô hình (1) cho thấy 1% tăng lên trong chi tiêu đầu tư phát triển của chính phủ dẫn đến một gia tăng trong giá nhà ở bằng 0,023% sau 1 quý, giữ các yếu tố khác không đổi.

Kết quả này cũng phản ánh một thực tế rằng khi chính quyền địa phương tăng chi tiêu vào việc xây dựng đường phố mới, cải thiện cơ sở hạ tầng, tạo ra các khu vực vui chơi giải trí, và xây dựng công viên mới. Theo đó, những việc này giúp nâng cao chất lượng tiện nghi công cộng địa phương, nâng cao chất lượng cuộc sống của dân cư trong vùng, và có tác động tích cực đến giá nhà ở.

Điều thú vị là, nghiên cứu của chúng tôi cho thấy chi thường xuyên trong quá khứ được tìm thấy có dấu hiệu tác động âm đến giá nhà đất hiện tại ở cả mô hình (2) và (3), mặc dù không tìm thấy bằng chứng thống kê. Tổng chi tiêu công bao gồm nhiều loại chi tiêu khác nhau trong đó chi tiêu cho các hoạt động thường xuyên và tiêu dùng chiếm một tỷ trọng khá lớn tại các địa phương, hơn 40% (theo quyết toán ngân sách địa phương). Cần lưu ý rằng những khoản chi tiêu này không thể tạo thêm giá trị cho xã hội. Do đó, gia tăng chi thường xuyên của địa phương có thể phản ánh gánh nặng ngân sách càng lớn mà không có kỳ vọng tăng giá trị trong tương lai, vì vậy không có tác động tăng giá tài sản hoặc thậm chí giá tài sản sẽ phản ứng giảm.

Khi thay thế từng thành phần chi tiêu bằng tổng chi tiêu công, kết quả từ mô hình (4) cho thấy tổng chi tiêu công tác động cùng chiều đến thị trường bất động sản. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả của các nghiên cứu khác (Oates, 1969; Garcia & cộng sự, 2010 và Afonso & Sousa, 2011). Phát hiện này cũng hỗ trợ cho giả thuyết của mô hình Tiebout cho rằng một cộng đồng có lợi thế chi tiêu cao hơn sẽ nâng cao được mức sống dân cư trong cộng đồng và có giá trị cao hơn trong bất động sản và nhà ở.

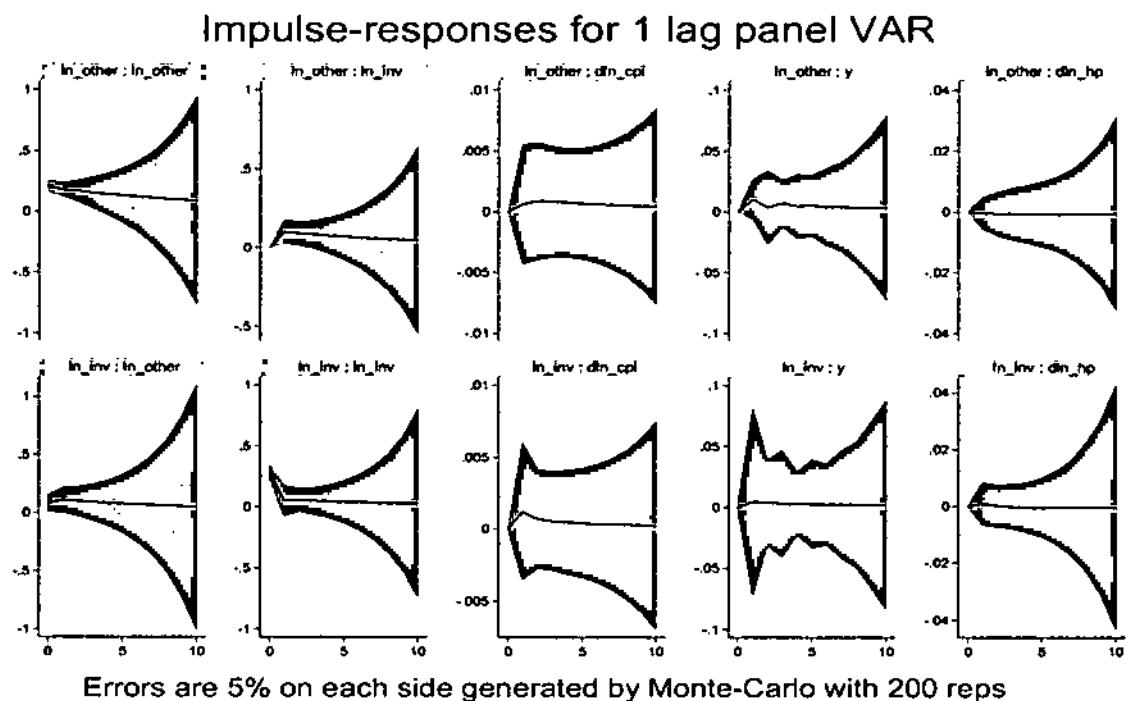
Kết quả cho thấy GDP có tác động tiêu cực đến giá nhà. Kết quả này trái ngược với kết quả của các nghiên cứu trước, ví dụ, Goodhart và Hofmann (2008) và Hofmann (2004) đã tìm thấy mối quan hệ

tích cực giữa GDP và giá nhà và họ giải thích rằng GDP tăng là dấu hiệu thu nhập thực tăng lên và sự gia tăng đồng thời trong nhu cầu bất động sản. Do đó, tác động làm giá cả trên thị trường bất động sản tăng lên. Tuy vậy, các nghiên cứu trên được thực hiện tại các nước phát triển, với thu nhập người dân ở mức cao. Ở Việt Nam, là một quốc gia có thu nhập thấp/trung bình thấp trong giai đoạn nghiên cứu, mặc dù nhu cầu đối với nhà ở là rất lớn, song mức tác động của nhu cầu đến giá cả trên thị trường bất động sản là yếu, lý do là vì đại bộ phận dân cư có thu nhập thấp, nếu mức giá tăng cao hơn so với khả năng thì sẽ không khuyến khích người mua và thị trường càng đóng băng hơn nữa. Thực tế đã chứng minh, các dự án nhà ở xã hội thường có giá bán thấp sẽ thu hút người mua thay vì các dự án cao cấp ở Việt Nam. Ngoài ra, thị trường bất động sản Việt Nam còn có thể chịu tác động từ phía cung ngoài những tác động từ phía cầu. Các nhà đầu cơ kinh doanh bất động sản, đặc biệt là các công ty kinh doanh bất động sản chủ yếu sử dụng nguồn vốn tín dụng để đầu tư và phải chịu áp lực lãi suất cũng như các vấn đề liên quan đến chi phí xây dựng và chi phí hành chính cao. Do đó, các nhân tố này cũng có thể tạo nên những tác động tổng hợp cùng với GDP đến giá nhà. Chính vì vậy, GDP tăng có thể không thuần túy có tác động tích cực đến giá cả trên thị trường bất động sản Việt Nam. Phát hiện này cũng được củng cố bởi các nghiên cứu trước, ví dụ, Ley & Judith (2001).

Hình 1 hiển thị các đồ thị của hàm phản ứng xung với dải rộng sai số 5% được tạo ra bởi mô phỏng Monte Carlo 200 vòng lặp của các biến với các cú sốc chi tiêu công từ mô hình (3)³. Cụ thể, xem xét phản ứng của các biến với cú sốc chi thường xuyên, cú sốc một độ lệch chuẩn trong chi thường xuyên địa phương làm tăng chi đầu tư phát triển, mức giá và sản lượng trong nền kinh tế. Giá nhà phản ứng giảm ngay lập tức với cú sốc chi thường xuyên địa phương, tuy nhiên mức độ giảm chậm và dài dằng, sự sụt giảm lớn nhất bắt đầu từ quý thứ 4 với mức 0,09%.

Sau một cú sốc dương của chi đầu tư phát triển, giá nhà phản ứng tăng sau 2 quý đầu tiên, mức tăng là 0,1% ở quý 1 và tiếp tục tăng ở quý thứ 2. Giá nhà chỉ xuất hiện dấu hiệu ổn định sau 10 kỳ, điều này có thể được lý giải bởi tính chất chỉ cho dài hạn của các khoản chi đầu tư phát triển. Cú sốc chi đầu tư phát triển địa phương cũng có tác động tích cực đến tổng

Hình 1: Hàm phản ứng xung



sản phẩm trên địa bàn và mức giá. Cụ thể, GRDP địa phương phản ứng tăng ngay sau 1 quý tới 0,43% và duy trì mức tăng trong nhiều quý tiếp theo. Chi đầu tư phát triển là một thành phần trong tổng chi tiêu công, trong đó chi tiêu công lại là nhân tố kích thích tổng cầu, gia tăng sản lượng. Bên cạnh đó, chi đầu tư phát triển là khoản chi mang tính tích lũy, làm gia tăng cơ sở vật chất cho địa phương, là điều kiện để kích thích sản xuất và thu hút nguồn lực đầu tư trên địa bàn. Do đó, phản ứng cung chiều của GRDP với cung sốt chi đầu tư phát triển được hỗ trợ.⁴

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Trong nỗ lực để đóng góp một phần nhỏ nhưng ngày càng tăng của những bằng chứng thực nghiệm liên quan đến các yếu tố quyết định giá nhà đất, nghiên cứu này đã xem xét một giả thuyết phổ biến, rằng nếu chính quyền tăng chi tiêu công sẽ gây ra một sự đột biến trong giá nhà đất tại địa phương, trong một nền kinh tế đang chuyển đổi. Dựa trên các kết quả thực nghiệm, một số kết quả chính có thể được tóm tắt như sau.

Đầu tiên, sự tăng trưởng nhanh chóng của chi đầu tư phát triển hoặc tổng chi tiêu công được tìm thấy có tác động dương đến giá nhà ở, một sự gia tăng

trong chi thường xuyên đi kèm với sự sụt giảm giá nhà ở. Kết quả này gợi ý hai điều. Một mặt, những phát hiện có thể cho rằng một trong những giải pháp kiềm chế lạm phát giá nhà ở là hạn chế chi tiêu vào đường phố, cơ sở hạ tầng mới, và bảo trì đường phố cũng như cải thiện các tòa nhà. Mặt khác, chính phủ có thể dựa vào các loại thuế, phí liên quan đến nhà ở và chuyển nhượng đất đai như là một nguồn thu ngoài ngân sách quan trọng để bù đắp cho thâm hụt ngân sách, tác động dương của chi đầu tư phát triển đến giá nhà đất cũng có thể phản ánh rằng các hộ gia đình trong khu vực mà các dự án đầu tư được thực hiện có thể sẵn sàng trả tiền cho sự gia tăng trong chi tiêu công thông qua các loại thuế và phí. Lý do là việc tăng giá nhà ở có thể tạo ra các hiệu ứng tài sản dương cho các hộ gia đình.

Cuối cùng, như kết quả được chỉ ra bởi Brueckner (1979), các cộng đồng đang cung cấp hàng hóa công cao hơn mức hiệu quả thì khi giảm chi tiêu công có thể làm tăng giá trị tài sản, điều này có thể gợi ý về một hiệu ứng ngưỡng trong mối quan hệ giữa chi tiêu công địa phương và thị trường bất động sản, là một hướng nghiên cứu tiềm năng cho các nghiên cứu trong tương lai.

PHỤ LỤC

1. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị LLC

Biến	LLC-Stat	p-value	Biến	LLC-Stat	p-value
<i>p</i>	-0,7948	0,2134	<i>p</i>	-2,6829	0,0036
<i>y</i>	-0,3330	0,3696	<i>y</i>	-4,3283	0,0000
<i>cpi</i>	-0,7281	0,2333	<i>cpi</i>	-5,2700	0,0000
<i>inv</i>	-4,2692	0,0000			
<i>other</i>	-3,3369	0,0004			
<i>lps</i>	-1,6361	0,0509			

2. Kiểm định độ trễ tối ưu cho các mô hình PVAR

Mô hình Độ trễ	(1)	(2)	(3)	(4)
1	-33,54373	-39,39697	-21,53145	-26,15154
2	-23,25703	-20,22588	-	-22,9254
3	-	-	-	-

Ghi chú: Giá trị thể hiện trong bảng là giá trị tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC). Dấu “-” thể hiện không tính được giá trị tại độ trễ này.

Ghi chú:

- Kết quả kiểm định tính vững cho thấy, khi thay đổi trật tự các biến, kết quả hầu như không thay đổi.
- Các kiểm định tính dừng trên dữ liệu bảng cho thấy các biến gốc là không dừng ngoại trừ *inv*, *other* và *lps*, khi lấy sai phân các biến không dừng, tất cả các biến sai phân này đều dừng. Kiểm định đồng liên kết trên dữ liệu bảng cũng báo cáo kết quả không có mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Sau đó mô hình Panel VAR được ước lượng với các biến sai phân của các biến không dừng và biến gốc dừng. (Kết quả các kiểm định này sẽ được cung cấp từ tác giả nếu yêu cầu).
- Bởi vì mục tiêu của nghiên cứu là quan tâm đến tác động của từng thành phần chi tiêu công đến thị trường bất động sản, do đó mô hình (3) được lựa chọn để thực hiện phản ứng xung. Kết quả kiểm định cho thấy tính ổn định của mô hình được đảm bảo và mô hình là phù hợp.
- Kết quả phân rã phương sai sai số dự báo không được báo cáo do giới hạn số lượng từ của bài báo, song sẽ được cung cấp từ tác giả nếu yêu cầu.

Lời thừa nhận/cám ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ phát triển khoa học và công nghệ quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số IIS.3 – 2013.03

Tài liệu tham khảo

- Afonso, A. & Sousa, R.M. (2011), 'What are the effects offiscal policy on asset markets?', *Economic Modelling*, 28(4), 1871–1890.
- Agnello, L. & Sousa, R.M. (2013), 'Fiscal Policy and Asset Prices', *Bulletin of Economic Research*, 65(2), 154-77.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Bickerdike, C. (1902), 'Taxation of Site Values', *The Economic Journal*, 12, 472-84.
- Blanchard, O. & Perotti, R. (2002), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *The Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–68.
- Brueckner, J.K. (1979), 'Property values, local public expenditure and economic efficiency', *Journal of Public Economics*, 11(2), 223-45.
- Case, K.E. & Shiller, R.J. (1988), *The behavior of home buyers in boom and post-boom markets*, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Church, A.M. (1981), 'The Effects of Local Government Expenditure and Property Taxes on Investment', *Real Estate Economics*, 9(2), 165–180.
- Edel, M. & Sclar, E. (1974), 'Taxes, spending and property values: Supply adjustment in a Tiebout-Oates model', *Journal of Political Economy*, 82(5), 941-54.
- Fatás, A. & Mihov, I. (2001), 'The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence', *CEPR Discussion Paper No. 2760*, CEPR.
- Jappelli, T. & Pistaferri, L. (2007), 'Do people respond to tax incentives? An analysis of the Italian reform of the deductibility of home mortgage interests', *European Economic Review*, 51, 247–271.
- García, J., Montolio, D. & Raya, J. M. (2010), 'Local public expenditures and housing prices', *Urban Studies*, 47(7), 1501–1512.
- Gavin, W. & Theodorou, A. (2005), 'A common model approach to macroeconomics: Using panel data to reduce sampling error', *Journal of Forecasting*, 24, 203–19.
- Glindro, E., Subhanij, T., Szeto, J. & Zhu, H. (2008), 'Are Asia-Pacific housing prices too high for comfort?', *BIS paper*, retrieved on November, 26th 2016, from <http://www.bis.org/repocepubl/arpresearch_fs_200806.06.pdf>.
- Goodhart, C. & Hofmann, B. (2008), 'House prices, money, credit, and the macroeconomy', *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180–205.
- Hamilton, B. (1976), 'The effects of property taxes and local public spending on property values: A theoretical comment', *Journal of Political Economy*, 84(3), 647-50.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hofmann, B. (2004), 'The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?', *International Finance*, 7(2), 203–234.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H.S. (1988), 'Estimating Vector Autoregressions with Panel Data', *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
- Hui, E.C. & Yuc, S. (2006), 'Housing price bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A comparative study', *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(4), 299-327.
- Khan, H. & Reza, A. (2016), *House prices and government spending shocks*, Journal of Money, Credit and Banking, forthcoming.
- King, A.T. (1977), 'Estimating property tax capitalization: A critical comment', *Journal of Political Economy*, 85(2), 425-31.
- Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J. (2002), 'Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties', *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.

- Ley, D. & Judith, T. (2001), 'Immigration, Globalization and House Prices in Canada's Gateway Cities', *Journal of Housing Studies*, 16(2), 199-223.
- Love, I. & Zicchino, L. (2006), 'Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR', *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 190-210.
- Mountford, A. & Uhlig, H. (2009), 'What are the effects of fiscal policy shocks?', *Journal of Applied Econometrics*, 24, 960-92.
- Nickell, S. (1981), 'Biases in dynamic models with fixed effects', *Econometrica*, 49, 1417-1426.
- Oates, W.E. (1969), 'The effects of property taxes and local public spending on property values: An empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis', *Journal of Political Economy*, 77(6), 957-971.
- Oates, W.E. (1973), 'The effects of property taxes and local public spending on property values: A reply and yet further results', *Journal of Political Economy*, 81(4), 1004-1008.
- Oikarinen, E. (2009), 'Interaction between housing prices and household borrowing: The Finnish case', *Journal of Banking & Finance*, 33(4), 747-756.
- Pollakowski, H. (1973), 'The effects of property taxes and local public spending on property values: A comment and further results', *Journal of Political Economy*, 81(4), 994-1003.
- Rosen, H. & Fullerton, D. (1977), 'A note on local tax rates, public benefit levels and property values', *Journal of Political Economy*, 85(2), 433-40.
- Tiebout, C. (1956), 'A Pure Theory of Local Expenditures', *Journal of Political Economy*, 64, 416-24.
- Westerlund, J. (2007), 'Testing for Error Correction in Panel Data', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.