



School of Economics

University of Economics Ho Chi Minh City

XÂY DỰNG MÔ HÌNH THẨM ĐỊNH GIÁ ĐẤT HÀNG LOẠT CHO ĐỊA BÀN QUẬN GÒ VẤP, THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

Nguyễn Quỳnh Hoa
Nguyễn Hồng Dương

Tóm tắt

Mục tiêu của nghiên cứu nhằm xây dựng mô hình thẩm định giá đất hàng loạt cho địa bàn quận Gò Vấp, TP.HCM. Nghiên cứu sử dụng mô hình cộng dựa trên cách tiếp cận so sánh với 380 mẫu khảo sát. Kết quả cho thấy các yếu tố ảnh hưởng mạnh nhất đến giá đất tại quận Gò Vấp là: (1) An ninh; (2) Lộ giới; (3) Lợi thế kinh doanh; (4) Khoảng cách đến mặt tiền; (5) Trục giao thông; (6) Trình độ dân trí, và (7) Vị trí trung tâm. Mô hình cộng được tác giả sử dụng cho kết quả sai lệch khoảng 10% so với phương pháp so sánh truyền thống. Từ đó, tác giả đề xuất các ứng dụng kết quả nghiên cứu trong lĩnh vực quản lý nhà nước về đất đai cũng như làm cơ sở xác định mức thuế sử dụng đất.

Working Paper Series
UEHSEWP #012/2016

Xây dựng mô hình thẩm định giá đất hàng loạt cho địa bàn quận Gò Vấp, Thành phố Hồ Chí Minh

NGUYỄN QUỲNH HOA

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - nqhoa@ueh.edu.vn

NGUYỄN HỒNG DƯƠNG

Công ty TNHH Colliers International VN - hoangduong.ktbt@gmail.com

Ngày nhận:

15/12/2014

Ngày nhận lại:

11/03/2015

Ngày duyệt đăng:

16/03/2015

Mã số:

1214-R-04

Tóm tắt

Mục tiêu của nghiên cứu nhằm xây dựng mô hình thẩm định giá đất hàng loạt cho địa bàn quận Gò Vấp, TP.HCM. Nghiên cứu sử dụng mô hình cộng dựa trên cách tiếp cận so sánh với 380 mẫu khảo sát. Kết quả cho thấy các yếu tố ảnh hưởng mạnh nhất đến giá đất tại quận Gò Vấp là: (1) An ninh; (2) Lộ giới; (3) Lợi thế kinh doanh; (4) Khoảng cách đến mặt tiền; (5) Trục giao thông; (6) Trình độ dân trí, và (7) Vị trí trung tâm. Mô hình cộng được tác giả sử dụng cho kết quả sai lệch khoảng 10% so với phương pháp so sánh truyền thống. Từ đó, tác giả đề xuất các ứng dụng kết quả nghiên cứu trong lĩnh vực quản lý nhà nước về đất đai cũng như làm cơ sở xác định mức thuê sử dụng đất.

Abstract

In an effort to develop a mass appraisal model implemented in Go Vap District, Ho Chi Minh City, this paper employs additive models based on comparative approach with a sample of 380 townhouses. As indicated by results, factors that most significantly determine land prices in Go Vap District are: (1)Security; (2)Road width; (3) Business advantages; (4)Distance to front; (5)Trunk roads; (6) General public educational level; and (7) Locations in downtown areas. The results of regression models applied to measure prices of several plots of land come up with error of 10% as compared to those produced by traditional approaches. The research findings should be considered in State management over land.

Từ khóa:

Giá đất, mô hình thẩm định giá đất, thẩm định giá hàng loạt.

Keywords:

Land prices, land appraisal model, mass appraisal model.

1. Đặt vấn đề

Quản lý tài chính về đất đai là một nội dung quan trọng trong công tác quản lý nhà nước về đất đai ở VN. Vấn đề thẩm định giá đất để xác định các nghĩa vụ tài chính có liên quan đến việc sử dụng đất vì thế luôn là vấn đề được xã hội quan tâm. Hướng tới việc sử dụng giá trị thị trường của đất đai trong các giao dịch về đất cũng như để xác định các khoản thu từ đất là xu thế tất yếu của nền kinh tế thị trường. Tuy nhiên, trong công tác quản lý nhà nước về đất đai, phương pháp thẩm định giá riêng lẻ áp dụng cho từng lô đất sẽ tốn rất nhiều thời gian, công sức và gây các ách tắc trong công tác thực hiện. Trong trường hợp này, kinh nghiệm thế giới cho thấy thẩm định giá hàng loạt là giải pháp tối ưu.

2. Cơ sở lý luận

2.1. Khái niệm về thẩm định giá hàng loạt

Theo Hiệp hội quốc tế của các nhà thẩm định vì mục đích thuế (IAAO), thẩm định giá hàng loạt (Mass Appraisal) là định giá có hệ thống một nhóm tài sản vào một thời điểm nhất định, áp dụng những phương pháp được chuẩn hóa và kiểm tra thống kê.

Phương pháp thẩm định giá hàng loạt được phát triển đầu tiên ở Mỹ vào giữa những năm 1960 và nhanh chóng lan rộng ra khắp thế giới từ những năm 70-80 của thế kỷ XX. Ngày nay, kết quả của thẩm định giá hàng loạt được sử dụng làm cơ sở để xác định thuế tài sản và cho một số mục tiêu quản lý nhà nước.

Theo Grabovy (Грабовый П. Г.) & cộng sự (1999), khác biệt cơ bản của thẩm định giá hàng loạt và thẩm định giá riêng lẻ ở chỗ:

- Đối tượng của thẩm định giá hàng loạt không phải từng bất động sản đơn lẻ mà là nhóm bất động sản được phân loại theo một tiêu chí nhất định (thường là theo mục đích sử dụng).

- Nếu nhiệm vụ của thẩm định giá riêng lẻ là đảm bảo lợi ích của người chủ sở hữu (hay sử dụng) như xác định giá trị để mua bán, thế chấp, bảo hiểm, thì nhiệm vụ chủ yếu của thẩm định giá hàng loạt là xác định cơ sở tính thuế.

- Thẩm định giá riêng lẻ được tiến hành theo ý muốn của người chủ sở hữu (hay sử dụng) bất động sản; thẩm định giá hàng loạt được tiến hành một cách thường xuyên bởi các cơ quan nhà nước có thẩm quyền.

- Đặc trưng của thẩm định giá hàng loạt là mức độ chuẩn hóa cao của các thủ tục và vai trò đáng kể của phương pháp thống kê xử lý số liệu. Trong quá trình thẩm định giá hàng loạt, người ta chỉ tính đến các yếu tố quan trọng nhất tác động đến giá trị bất động sản cũng như các quy luật khách quan của sự thay đổi giá trị.

- Trong thẩm định giá riêng lẻ, để đưa ra kết luận về giá trị bất động sản, thẩm định viên phải tiến hành thống nhất kết quả. Trong thẩm định giá hàng loạt, thẩm định viên làm việc với một số lượng lớn tài sản nên việc kiểm định cần được tiến hành bằng các phương pháp thống kê.

Với các đặc trưng này, thẩm định giá hàng loạt ngay từ đầu được thiết kế để giải quyết các vấn đề liên quan đến quản lý bất động sản như xác định cơ sở tính thuế, làm cơ sở xây dựng các kế hoạch phát triển đô thị, những vấn đề này khó có thể được giải quyết bằng các phương pháp thẩm định giá truyền thống. Để tiến hành thẩm định giá hàng loạt cho dù ở một khu vực dân cư nhỏ cũng cần những chi phí đáng kể để thu thập thông tin, kiểm kê đất đai và xử lý một số lượng lớn số liệu. Vì vậy, chủ thể của thẩm định giá hàng loạt là các cơ quan nhà nước và chính quyền địa phương.

2.2. Các dạng mô hình thẩm định giá hàng loạt

Lí thuyết thẩm định trên thế giới thừa nhận ba dạng mô hình thẩm định giá hàng loạt: Mô hình cộng, mô hình nhân, và mô hình hỗn hợp (Грабовый, 1999). Ba dạng mô hình này được sử dụng cho cả ba cách tiếp cận thẩm định giá trị bất động sản: So sánh, chi phí, và thu nhập.

2.2.1. Mô hình cộng (Additive Models)

Khi sử dụng mô hình cộng trong tiếp cận so sánh, biến phụ thuộc là giá trị bất động sản (đất trống, hoặc đất và công trình trên đất), biến độc lập là các yếu tố tác động đến giá trị bất động sản.

$$V = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_nX_n \quad (1)$$

Trong đó:

V: Biến phụ thuộc, là giá trị bất động sản;

X_1, X_2, \dots, X_n : Các biến độc lập, là các yếu tố tác động đến giá trị bất động sản;

a_1, a_2, \dots, a_n : Các hệ số hồi quy, thể hiện mức độ tác động của từng yếu tố lên giá trị tài sản; a_iX_i là giá trị điều chỉnh; và

a_0 : Hệ số chặn, là giá trị của một bất động sản chuẩn (xét về vị trí, diện tích đất, điều kiện giao thông, đặc điểm công trình trên đất, v.v.).

Trong cách tiếp cận thu nhập, các chỉ số thông thường được mô hình hóa là giá thuê trên một đơn vị diện tích, tổng thu nhập, thu nhập ròng, các số nhân và tỉ suất vốn hóa. Các biến độc lập có thể là vị trí, diện tích cho thuê, tiện ích, đặc điểm vật chất, chiều rộng mặt tiền, chất lượng công trình xây dựng. Mô hình cộng xác định tỉ suất vốn hóa tổng thể (Грязнова, 2004) có dạng:

$$R_0 = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_nX_n \quad (2)$$

b_0 : Hệ số R_0 cho một bất động sản chuẩn (ví dụ một cửa hàng mới được xây dựng, có kích thước và chất lượng trung bình, không nằm ở trung tâm thành phố); và

X_i : Biến độc lập (chiều rộng mặt tiền, diện tích, tuổi, chất lượng công trình, loại kinh doanh).

Cách tiếp cận chi phí chỉ được áp dụng cho các lô đất có công trình trên đất. Thông tin về hao mòn công trình tạo ra khó khăn chủ yếu khi sử dụng tiếp cận chi phí trong thẩm định giá hàng loạt do không chỉ cần xác định hao mòn vật lí mà cả hao mòn chức năng, hao mòn kinh tế, những loại hao mòn này mang tính cá biệt, rất khó để đo lường và diễn hình hóa chúng.

2.2.2. Mô hình nhân (Multiplicative Models)

Mô hình nhân khác với mô hình cộng ở chỗ các biến độc lập Y_i không được nhân với các hệ số hồi quy mà được nâng lên lũy thừa, kết quả (V) nhận được bằng cách nhân các biến với nhau.

$$V = b_0 \cdot Y_1^{b_1} \cdot Y_2^{b_2} \cdot \dots \cdot Y_n^{b_n} \quad (3)$$

Y_1, Y_2, \dots, Y_n : Các biến độc lập; và

b_i : Trọng số của các biến độc lập.

Mô hình này được cho là có khả năng phản ánh chính xác hơn tác động đồng thời của các yếu tố ảnh hưởng đến giá trị tài sản. Mô hình nhân có thể được lấy Logarit để chuyển thành mô hình cộng và kèm theo các hạn chế của mô hình cộng, tuy nhiên nó cho phép phản ánh mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập một cách linh hoạt hơn.

Mô hình (4) (Грязнова, 2004) là ví dụ cho trường hợp mô hình nhân xác định số nhân tổng thu nhập cho loại căn hộ chung cư:

$$GIM = b_0 X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot b_4^{X_4} \cdot b_5^{X_5} \dots b_n^{X_n} \quad (4)$$

Trong đó:

GIM: Số nhân tổng thu nhập;

b_0 : Hệ số, bằng số nhân tổng thu nhập của một căn hộ điển hình, có diện tích trung bình, nằm ở khu vực tiêu chuẩn;

X_1, X_2 : Biến chất lượng công trình và hiện trạng vật lí;

X_3 : Diện tích tiêu chuẩn; và

X_4, \dots, X_n : Các biến nhị phân, tương ứng với khu vực (0 hoặc 1).

Mô hình số nhân tổng thu nhập giúp xác định giá trị bất động sản bằng cách nhân số nhân tìm được từ mô hình với tổng thu nhập mà tài sản tạo ra.

2.2.3. Mô hình hỗn hợp (Hybrid Models)

Là tổ hợp của mô hình cộng và mô hình nhân.

$$V = Z_1^{b_1} Z_2^{b_2} \dots Z_n^{b_n} (A_0 + A_1 Z_{n+1} + \dots + A_m Z_m) \quad (5)$$

Trong đó:

Z_1, \dots, Z_m : Các biến độc lập; và

A_i, b_i : Các hệ số và trọng số của các biến độc lập.

Mô hình hỗn hợp có khả năng phản ánh một cách thích hợp hơn các xu hướng chính của thị trường; tuy nhiên việc xác định các hệ số của nó rất phức tạp.

Đơn giản hơn cả là mô hình cộng, chúng được sử dụng rộng rãi để thẩm định giá trị bất động sản dân cư. Mô hình nhân thích hợp hơn để thẩm định giá trị các tòa nhà văn phòng, khách sạn, các bất động sản công nghiệp cũng như các khu đất trống. Các mô hình hỗn hợp được cho là toàn diện nhưng quy trình tính toán khá khó khăn.

3. Các nghiên cứu thực nghiệm về thẩm định giá hàng loạt

Trên thế giới, các nghiên cứu thực nghiệm về thẩm định giá hàng loạt được chia thành hai nhóm: Thẩm định giá bất động sản hàng loạt và thẩm định giá đất hàng loạt. Nhóm thứ nhất xem xét bất động sản bao gồm cả đất và tài sản trên đất; nhóm thứ hai chỉ tập trung vào đất.

Các nghiên cứu về thẩm định giá **bất động sản** hàng loạt được thực hiện bởi, Ridker (1967), Rosen (1974), Balchin (1995), Кочетков & Калинина (1997),

Selim S. (2008), Selim H. (2009), Gabriel (2011), Daiva Brukštaitienė (2011), Беляева (2012) và các tác giả khác. Theo Ridker, các yếu tố tác động đến giá nhà gồm có: đặc điểm kết cấu nhà (diện tích nhà, số lượng phòng, loại hình xây dựng), đặc điểm khu dân cư (khoảng cách tới nơi làm việc, chất lượng trường học, tỷ lệ tội phạm), môi trường (chất lượng không khí, nguồn nước, tiếng ồn). Nghiên cứu của Selim H. (2009) chỉ ra các yếu tố: kích thước ngôi nhà, số phòng, loại nhà, đặc điểm vị trí, kiểu kiến trúc, hệ thống nước, hồ bơi là các biến số quan trọng ảnh hưởng tới giá nhà. Gabriel K.B. (2011) cho thấy các yếu tố ảnh hưởng tới giá nhà có: khoảng cách tới nhà thờ, khoảng cách tới nơi làm việc, tình hình an ninh, chỗ đậu xe.

Кочетков & Калинина (2007) nghiên cứu thực nghiệm ở S. Peterburg (Nga) dựa trên 211 giao dịch được phân chia theo 11 nhóm phố và đại lộ, từ những con phố tầm thường nhất đến đại lộ Nєpxki (đại lộ chính của S. Peterburg) để chứng minh mối tương quan chặt chẽ giữa giá thuê mặt bằng với vị trí con đường, kết quả phát hiện vị trí đại lộ Nєpxki làm tăng giá thuê mặt bằng cửa hàng và bất động sản thương mại lên gần gấp đôi so với ở các con đường khác.

Năm 2000, Hoàng Hữu Phê & Patrick Wakely công bố lí thuyết Vị thế - Chất lượng trên tạp chí *Đô thị học* - Vương quốc Anh; theo đó giá trị của nhà ở được quyết định bởi hai thành phần: Vị thế nơi ở và chất lượng nhà ở. Vị thế nơi ở là một hình thức đo sự mong muốn về mặt xã hội gắn với nhà ở tại một địa điểm xác định. Chất lượng nhà ở bao gồm các đặc tính vật lí đo đếm được như diện tích sàn, số lượng phòng tắm, số tầng cao v.v.. Khi tiến hành khảo sát tại Hà Nội, ông đã đề xuất một hàm hồi quy gồm hai biến thể hiện chất lượng nhà ở (diện tích đất, số tầng cao) và ba biến thể hiện vị thế nơi ở (khoảng cách đến trung tâm thành phố, có lối tiếp cận tốt tới phố, nằm ở khu phố Pháp). Kết quả hồi quy cho thấy các biến này đều có tác động đến giá nhà ở tại Hà Nội.

Ứng dụng lí thuyết Vị thế - Chất lượng, trong một nghiên cứu được thực hiện tại TP.HCM, Trần Thanh Hùng (2008) đã xây dựng mô hình hồi quy cho hơn 300 mẫu nhà ở được khảo sát tại quận Thủ Đức, Bình Thạnh và quận 1. Kết quả giải thích giá nhà ở phụ thuộc các biến số: Khoảng cách đến trung tâm thành phố, vị trí nhà mặt tiền hay trong hẻm, diện tích lô đất, và số tầng xây dựng.

Các nghiên cứu về định giá **đất** hàng loạt được thực hiện bởi Burt (1986), Benirschka và Binkley (1994), Ромм (1999), Орлов (2000), Bastian (2002), Turner (2005), Петров (2007), Пылаева (2010) và rất nhiều tác giả khác. Nghiên cứu của M. Turner (2005) chứng minh chất lượng môi trường sống, cảnh quan, an ninh khu vực, sự thân thiện của hàng xóm tác động đến giá đất. Trong khi Севостьянов (2007) cho thấy các yếu tố tác động đến giá đất ở dân cư bao gồm: Khả năng tiếp cận của người dân đến trung tâm đô thị, dịch vụ công cộng, hạ tầng kỹ thuật, cảnh quan, mức độ phát triển của các dịch vụ công cộng, môi trường, và khí hậu.

Ở VN, Lê Khương Ninh (2011) khi nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến giá đất ven đô thị vùng Đồng bằng sông Cửu Long đã dựa trên 1.620 quan sát đối với đất thổ cư và 472 quan sát đối với đất vườn nhằm làm rõ giá đất thổ cư chịu tác động của các yếu tố phi nông nghiệp: Khoảng cách đến trung tâm đô thị, khoảng cách đến trung tâm thương mại, mặt tiền, ô nhiễm nước, an ninh, kì vọng giá, quy hoạch treo và loại đô thị. Đối với đất vườn, giá đất phụ thuộc vào các yếu tố tạo ra tính thuận lợi trong việc đưa sản phẩm tiếp cận thị trường: Khoảng cách đến trung tâm thương mại, mặt tiền, khoảng cách đến đường chính, nguồn nước. Đồng thời, giá đất vườn cũng chịu ảnh hưởng của các yếu tố quy hoạch treo và loại đô thị.

Nguyễn Thị Mỹ Linh (2011) dựa trên 387 mẫu quan sát tại quận 1, quận 3, Bình Thạnh và Gò Vấp, đồng thời ứng dụng mô hình Decision Tree kết hợp với sự hỗ trợ của phần mềm phân tích thống kê chuyên dụng DTREG nhằm mô tả mối liên hệ giữa các biến tác động đến giá đất và dự đoán giá trị của đất cho toàn thị trường từ mẫu nghiên cứu. Kết quả chỉ ra giá đất ở chịu ảnh hưởng mạnh của các biến: Khoảng cách đến trung tâm thành phố, vị trí khu vực, vị trí đất, và môi trường kinh doanh.

4. Xây dựng mô hình thẩm định giá đất hàng loạt cho địa bàn quận Gò Vấp, TP.HCM

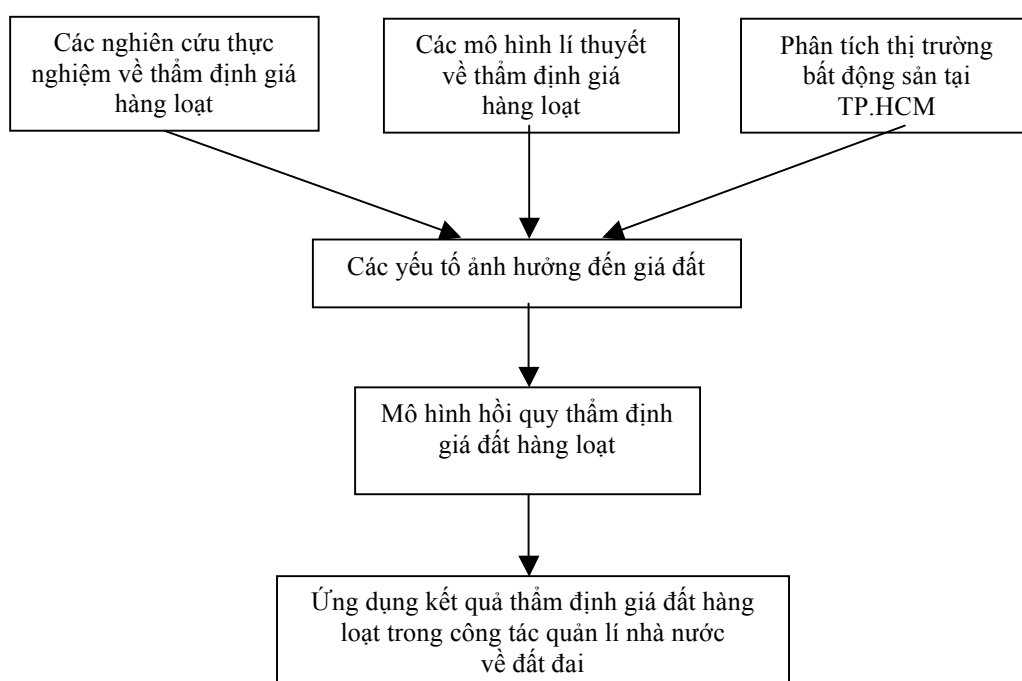
4.1. Phương pháp nghiên cứu

Căn cứ vào lí thuyết về thẩm định giá hàng loạt đã được thừa nhận rộng rãi trên thế giới, kế thừa kết quả các nghiên cứu thực nghiệm của các học giả trong và ngoài nước, tác giả xây dựng mô hình hồi quy thẩm định giá hàng loạt cho loại hình đất ở tại quận Gò Vấp, TP.HCM.

Đề tài sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng, dựa trên nguồn dữ liệu sơ cấp. Để tiến hành hồi quy, tác giả sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OSL) với

sự hỗ trợ của phần mềm SPSS16. Ngoài ra, phần mềm Eview6 được sử dụng để kiểm định và khắc phục mô hình trên.

Dựa trên cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm, các tác giả đề xuất khung phân tích ở Hình 1.



Hình 1. Khung phân tích

4.2. Mô hình nghiên cứu

Mô hình thẩm định giá đất được sử dụng là mô hình cộng dựa trên cách tiếp cận so sánh:

$$DON_GIA = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_nX_n \quad (6)$$

Trong đó: DON_GIA: Biến phụ thuộc, là giá đất tính trên 1m² diện tích.

X_i: Các biến độc lập, a_i: Các hệ số hồi quy.

Biến độc lập X_i : Là các yếu tố tác động đến giá đất, được đề xuất dựa trên quan sát của các tác giả khi nghiên cứu thị trường bất động sản tại quận Gò Vấp.

QM_LD: Quy mô (diện tích ngoài lộ giới) của lô đất - biến định lượng (đơn vị: m^2). Chưa rõ dấu kì vọng.

CR_LD: Chiều rộng lô đất - biến định lượng (đơn vị: m). Dấu kì vọng: (+)

CD_LD: Chiều dài lô đất - biến định lượng (đơn vị: m). Chưa rõ dấu kì vọng.

HD_LD: Hình dáng lô đất: Nở hậu - nhận giá trị 1, hình dáng khác nhận giá trị 0. Dấu kì vọng: (+).

AN_NINH: An ninh của khu vực, bằng 1 nếu an ninh khu vực tốt hoặc rất tốt, bằng 0 trong các trường hợp còn lại. Dấu kì vọng: (+).

LT_KD: Lợi thế kinh doanh. Dựa trên kết quả khảo sát thực địa, lợi thế kinh doanh ở khu vực được chia thành các mức độ: Không có lợi thế kinh doanh, lợi thế kinh doanh trung bình, lợi thế kinh doanh khá tốt, lợi thế kinh doanh tốt, lợi thế kinh doanh rất tốt.

Đây là biến định tính tương ứng với năm mức độ; tác giả sẽ chia biến này thành 4 biến giả lần lượt là: LT_KD1, LT_KD2, LT_KD3, LT_KD4 và được mã hóa như sau:

LT_KD1 = 1 nếu lợi thế kinh doanh ở mức độ trung bình, 0 nếu ở mức độ khác.

LT_KD2 = 1 nếu lợi thế kinh doanh ở mức độ khá tốt, 0 nếu ở mức độ khác.

LT_KD3 = 1 nếu lợi thế kinh doanh ở mức độ tốt, 0 nếu ở mức độ khác.

LT_KD4 = 1 nếu lợi thế kinh doanh ở mức độ rất tốt, 0 nếu ở mức độ khác.

Dấu kì vọng của các biến này là (+).

LO_GIOI: Lộ giới của con đường nơi BĐS tọa lạc - biến định lượng (đơn vị: m), được xác định bằng cách tính khoảng cách giữa hai dãy nhà. Dấu kì vọng: (+).

KC_MT: Khoảng cách đến mặt tiền nơi BĐS hẻm tọa lạc, được chia thành: Khoảng cách bằng 0 khi BĐS ở mặt tiền; dưới 50m; từ 50m đến 100m; trên 100m. Đây là biến định tính, được mã hoá thành các biến giả sau:

KC_MT1 = 1 khi khoảng cách đến mặt tiền dưới 50m, 0 khi ở các vị trí khác.

KC_MT2 = 1 khi khoảng cách đến mặt tiền từ 50m đến 100 m, 0 khi ở các vị trí khác.

KC_MT3 = 1 khi khoảng cách đến mặt tiền trên 100m, 0 khi ở các vị trí khác.

Dấu kì vọng của các biến này là (-).

TD_DT: Trình độ dân trí khu vực, được chia thành ba cấp độ: Thấp, trung bình và cao. Đây là biến định tính, được mã hoá thành 2 biến giả:

TD_DT1= 1 nếu trình độ dân trí khu vực là trung bình, 0 trong các trường hợp khác.

TD_DT2= 1 nếu trình độ dân trí khu vực là cao, 0 trong các trường hợp khác.

Dấu kì vọng của các biến này là (+).

TRUC_GT: Trục giao thông, được chia thành đường nội bộ, trục giao thông quan trọng trong quận, trục giao thông quan trọng của thành phố. Đây là biến định tính ba mức độ, được mã hóa thành hai biến giả: TRUC_GT1, TRUC_GT2:

TRUC_GT1= 1 nếu BĐS nằm trên trục giao thông quan trọng của quận, 0 nếu ở các vị trí còn lại.

TRUC_GT2= 1 nếu BĐS nằm trên trục giao thông quan trọng của thành phố, 0 nếu ở các vị trí còn lại.

Dấu kì vọng của các biến này là (+).

VT_TT: Vị trí trung tâm là khu vực trung tâm của quận. Khảo sát thực tế tại quận Gò Vấp các tác giả chia ba khu vực: Khu vực 1 - trung tâm quận xung quanh ngã sáu Quang Trung – Nguyễn Oanh, khu vực 2 - kế giáp trung tâm và phường 12, khu vực 3 - các vị trí còn lại, và mã hoá thành 2 biến giả:

VT_TT1= 1 nếu BĐS ở khu vực 1, 0 nếu ở các vị trí còn lại.

VT_TT2= 1 nếu BĐS ở khu vực 2 liền kề khu trung tâm, 0 nếu ở các vị trí còn lại.

Dấu kì vọng của các biến này là (+).

Bảng 1

Danh sách biến và dấu kì vọng

STT	Danh sách biến	Kì vọng dấu
1	DON_GIA(nghìn đồng/m ²)	
2	QM_LD	?
3	CR_LD	+
4	CD_LD	?
5	HD_LD	+

STT	Danh sách biến	Kì vọng dấu
6	AN_NINH	+
7	KC_MT1	-
8	KC_MT2	-
9	KC_MT3	-
10	LT_KD1	+
11	LT_KD2	+
12	LT_KD3	+
13	LT_KD4	+
14	LO_GIOI	+
15	TD_DT1	+
16	TD_DT2	+
17	TRUC_GT1	+
18	TRUC_GT2	+
19	VT_TT1	+
20	VT_TT2	+

4.3. Nguồn dữ liệu

Bộ dữ liệu mẫu gồm 380 BĐS nhà phố trên hơn 60 tuyến đường tại quận Gò Vấp; trong đó có 140 BĐS mặt tiền và 240 BĐS ở trong hẻm. Các mẫu được thu thập bằng cách điều tra thực địa. Thời gian thực hiện khảo sát từ tháng 12/2012 - 03/2013. Do đối tượng của nghiên cứu là đất ở, nên với các BĐS bao gồm cả công trình trên đất thì giá đất được ước tính bằng phương pháp chiết trừ. Trong số 140 bất động sản mặt tiền thì giá đất của BĐS tại đường Nguyễn Oanh cao nhất (88.616.000 đồng/m²), và giá đất thấp nhất tại đường số 1, phường 16 (22.000.000 đồng/m²).

5. Kết quả hồi quy

Bảng 2

Kết quả hồi quy lần đầu

Mô hình	Hệ số hồi quy B	Độ lệch chuẩn	Hệ số Beta	Thông kê t	Mức ý nghĩa
C	23.426,583	1.785,351		13,122	0,000
QUY_MO	17,512	7,976	0,114	2,195	0,029
LO_GIOI	502,895	118,129	0,165	4,257	0,000
CR_LD	-100,975	222,337	-0,016	-0,454	0,650
CD_LD	-193,989	70,297	-0,109	-2,760	0,006
AN_NINH	2.167,810	760,326	0,081	2,851	0,005
HD_LD	606,506	926,266	0,013	0,655	0,513
LT_KD1	3.897,594	697,577	0,137	5,587	0,000
LT_KD2	6202,582	928,563	0,207	6,680	0,000
LT_KD3	12.938,778	1.103,011	0,362	11,730	0,000
LT_KD4	24.884,472	2.517,047	0,365	9,886	0,000
KC_MT1	-629,299	914,180	-0,023	-0,688	0,492
KC_MT2	-1.545,152	974,989	-0,049	-1,585	0,114
KC_MT3	-2.721,771	1.067,877	-0,080	-2,549	0,011
TRUC_GT1	3.737,537	941,066	0,126	3,972	0,000
TRUC_GT2	7.758,567	1.910,409	0,149	4,061	0,000
TD_DT1	1.858,585	656,796	0,074	2,830	0,005
TD_DT2	4.937,756	885,726	0,166	5,575	0,000
VT_TT1	3.719,945	931,791	0,113	3,992	0,000
VT_TT2	1.545,576	572,453	0,062	2,700	0,007
R ²			0,861		
R ² điều chỉnh			0,854		

Mô hình	Hệ số hồi quy B	Độ lệch chuẩn	Hệ số Beta	Thống kê t	Mức ý nghĩa
F				117,408	

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Kết quả hồi quy lần đầu cho thấy hệ số hồi quy của biến CR_LD có dấu âm, trái với kì vọng nên bị loại khỏi mô hình. Các biến QM_LD và CD_LD ban đầu chưa rõ về dấu kì vọng nên được kiểm định thông qua đồ thị phân tán trong công cụ hồi quy SPSS. Kết quả cho thấy không có tương quan tuyến tính giữa biến DON_GIA và QUY_MO; giữa biến DON_GIA và CD_LD, vì vậy hai biến này cũng bị loại.

Tiếp theo, những biến không có ý nghĩa thống kê (Sig. > 0,05) lần lượt được loại bỏ theo thứ tự Sig. giảm dần: HD_LD, KC_MT1, KC_MT2. Mô hình 2 còn lại 13 biến, kết quả ở Bảng 3.

Bảng 3

Kết quả hồi quy lần 2

Mô hình	Hệ số hồi quy B	Độ lệch chuẩn	Hệ số Beta	Thống kê t	Mức ý nghĩa	Hệ số Tolerance	VIF
C	20.441,704	746,504		27,383	0,000		
LO_GIOI	481,720	108,179	0,158	4,453	0,000	0,314	3,181
AN_NINH	2.356,208	762,337	0,088	3,091	0,002	0,490	2,042
LT_KD1	4.311,006	688,631	0,151	6,260	0,000	0,674	1,484
LT_KD2	6.597,985	920,044	0,220	7,171	0,000	0,417	2,395
LT_KD3	13.425,081	1.085,964	0,376	12,362	0,000	0,426	2,347
LT_KD4	26.005,822	2.496,080	0,382	10,419	0,000	0,293	3,414
KC_MT3	-1.734,256	747,828	-0,051	-2,319	0,021	0,811	1,233
TRUC_GT1	4.138,873	870,937	0,140	4,752	0,000	0,454	2,201
TRUC_GT2	7.808,928	1.900,477	0,150	4,109	0,000	0,294	3,406
TD_DT1	1.898,713	658,447	0,075	2,884	0,004	0,577	1,734

Mô hình	Hệ số hồi quy B	Độ lệch chuẩn	Hệ số Beta	Thống kê t	Mức ý nghĩa	Hệ số Tolerance	VIF
TD_DT2	5.003,809	889,973	0,168	5,622	0,000	0,442	2,261
VT_TT1	3.602,542	929,250	0,110	3,877	0,000	0,493	2,030
VT_TT2	1.542,179	577,239	0,062	2,672	0,008	0,726	1,377

Mô hình	R	R ²	R ² hiệu chỉnh	Độ lệch chuẩn	Durbin-Watson
1	0,925 ^a	0,856	0,851	4,7862702E3	1,462

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Kiểm định mô hình

Bảng 3 cho thấy mô hình hồi quy không có hiện tượng đa cộng tuyến do giá trị VIF của các hệ số hồi quy nhỏ hơn 10. Tuy nhiên, mô hình có hiện tượng tự tương quan do giá trị Durbin-Watson bằng 1,462.

Khắc phục hiện tượng tự tương quan:

Giả sử U_t có mô hình hồi quy bậc 1:

$$U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t$$

Trong đó $-1 < \rho < 1$, ε_t thỏa mãn các giả thiết của phương pháp OLS. Sử dụng công cụ Eview 6 để tìm giá trị ρ :

Bảng 4

Ước tính giá trị ρ

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
U(-1)	0,267001	0,049808	5,360551	0,0000
R ²	0,070993			
R ² hiệu chỉnh	0,070993			
Durbin-Watson	2,094133			

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Sau khi tìm được $\rho=0,267001$ thực hiện thao tác lấy sai phân của tất cả các biến có trong mô hình để có các biến mới: *DON_GIA0*, *AN_NINH0*, *LO_GIOI0*, *LT_KD10*,

LT_KD20, LT_KD30, LT_KD40, KC_TM30, TRUC_GT10, TRUC_GT20, TD_DT10, TD_DT20, VT_TT10, VT_TT20.

Hồi quy với các biến này sau khi đã lấy sai phân cho kết quả ở Bảng 5:

Bảng 5

Mô hình hồi quy sau khi khắc phục tự tương quan

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
AN_NINH0	2475,905	849,6135	2,914154	0,0038
LO_GIOI0	547,6803	109,4818	5,002480	0,0000
LT_KD10	4266,918	653,9364	6,524973	0,0000
LT_KD20	6806,753	895,0420	7,604954	0,0000
LT_KD30	13519,58	1075,364	12,57210	0,0000
LT_KD40	26899,48	2500,486	10,75770	0,0000
KC_MT30	-1620,942	732,0396	-2,214282	0,0274
TRUC_GT10	3362,545	872,8062	3,852568	0,0001
TRUC_GT20	7305,331	1843,955	3,961772	0,0001
TD_DT10	2044,968	699,7413	2,922462	0,0037
TD_DT20	4750,397	922,4199	5,149928	0,0000
VT_TT10	3733,639	1045,899	3,569791	0,0004
VT_TT20	1687,041	638,4753	2,642296	0,0086
C	14671,78	582,7510	25,17675	0,0000
R^2	0,847610			
R^2 hiệu chỉnh	0,842152			
Giá trị thống kê F	155,3109	Durbin-Watson		2,058484
Prob (thống kê F)	0,000000			

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Giá trị Durbin-Watson là $2,058484 \approx 2$ (Bảng 5), nghĩa là mô hình hồi quy trên không có hiện tượng tự tương quan.

Hiện tượng phương sai thay đổi

Sử dụng kiểm định Heteroskedasticity Test trong Eview, kiểm định mô hình sau khi khắc phục tự tương quan, kết quả ở Bảng 6:

Bảng 6

Kiểm định Heteroskedasticity: White

Thống kê F	3,469076	Prob. F(102,274)	0,0000
nR ²	212,4723	Prob. Chi-Square(102)	0,0000

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Bảng 6 cho thấy giá trị $nR^2 = 212,4723$ với xác suất nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%, nghĩa là mô hình có hiện tượng phương sai thay đổi. Sử dụng bình phương tối thiểu có trọng số (WLS). Thủ tục này xác định trọng số w_t cho mỗi quan sát, bằng với nghịch đảo của độ lệch chuẩn ($1/\sigma_t$).

Vì độ lệch chuẩn này chưa biết nên phải sử dụng mô hình để ước lượng. Sử dụng hồi quy phụ để dự báo phương sai hoặc độ lệch chuẩn. Để đảm bảo các phương sai dự báo sẽ dương, tiến hành hồi quy $\ln(\hat{u}_t^2)$ theo các biến độc lập. Phép đối log (tức là lấy hàm mũ) của các giá trị này sẽ luôn dương và có thể được sử dụng như là $\hat{\sigma}_t^2$. Tiếp đó, đặt $w_t = 1/\hat{\sigma}_t$. Sau đó, nhân hai vế phương trình hồi quy ban đầu với w_t tương ứng. Thủ thuật này được thực hiện bằng phần mềm Eview6.

Hồi quy có trọng số phương trình ban đầu với trọng số $w=WT2$, kết quả ở Bảng 7.

Bảng 7

Kết quả hồi quy sau khi khắc phục phương sai thay đổi

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
AN_NINH0	2.480,488	781,7042	3,173180	0,0016
LO_GIOI0	498,0308	105,6243	4,715118	0,0000
LT_KD10	4.427,569	504,2024	8,781334	0,0000
LT_KD20	7.065,551	805,3814	8,772926	0,0000
LT_KD30	13.125,09	1.138,613	11,52727	0,0000
LT_KD40	29.351,16	3.359,850	8,735854	0,0000
KC_MT30	-1.351,78	531,1102	-2,545080	0,0113
TRUC_GT10	3.730,518	839,5105	4,443682	0,0000

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
TRUC_GT20	8.144,584	2311,902	3,522893	0,0005
TD_DT10	1.319,896	562,6060	2,346041	0,0195
TD_DT20	3.840,652	803,6917	4,778763	0,0000
VT_TT10	3.009,259	928,4485	3,241169	0,0013
VT_TT20	1.952,064	512,0834	3,812003	0,0002
C	1.5041,94	484,4694	31,04828	0,0000
R ²	0,804130			
R ² hiệu chỉnh	0,797115			
Thống kê F	114,6362	Durbin-Watson		2,176095
Prob(Thống kê F)	0,000000			

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Mô hình mới với trọng số WT2 được viết lại như sau:

$$\begin{aligned} \text{DON_GIA0} = & 15.041,941 + 2.480,488\text{AN_NINH0} + 498,031\text{LO_GIOI0} + \\ & 4.427,569 \text{LT_KD10} + 7.065,551\text{LT_KD20} + 13.125,091\text{LT_KD30} + \\ & 29.351,156\text{LT_KD40} - 1.351,718\text{KC_MT30} + 3.730,518\text{TRUC_GT10} + \\ & 8.144,584\text{TRUC_GT20} + 1.319,896\text{TD_DT10} + 3.840,652\text{TD_DT20} + \\ & 3.009,259\text{VT_TT10} + 1.952,064\text{VT_TT20} \end{aligned}$$

Kiểm định tự tương quan mô hình mới

Bảng 7 cho thấy mô hình hồi quy sau khi khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi có giá trị Durbin-Watson là 2,176095 \approx 2, nghĩa là mô hình không có hiện tượng tự tương quan.

Kiểm định phương sai thay đổi mô hình mới

Bảng 8

Kiểm định Heteroskedasticity: Breusch-Pagan-Godfrey

Thống kê F	1,037664	Prob. F(13,363)	0,4141
nR ²	13,50792	Prob. Chi-Square(13)	0,4094

Nguồn: Tính toán của các tác giả

Kết quả kiểm định trên cho thấy giá trị $nR^2 = 13,5$ với Prob lớn hơn mức ý nghĩa 5%, tức là mô hình không có phương sai thay đổi.

Kiểm định sự phù hợp của mô hình

Bảng 7 cho thấy hệ số R^2 hiệu chỉnh là 0,797 nghĩa là 79,7 % khác biệt của đơn giá đất có thể được giải thích bởi sự khác biệt về các biến độc lập trong mô hình; giá trị thống kê $F = 114,6362$ và giá trị Prob(thống kê F) = 0,000000 < 0,05 nghĩa là mô hình phù hợp với tổng thể.

Ý nghĩa của các hệ số hồi quy:

$\widehat{\beta}_1 = 2.480,488$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS ở khu vực an ninh tốt thì đơn giá đất cao hơn 2480,488 nghìn đồng/m² so với khu vực an ninh không tốt.

$\widehat{\beta}_2 = 498,031$: Khi các yếu tố khác không đổi, lộ giới con đường nơi BĐS tọa lạc tăng (giảm) 1 mét thì đơn giá đất sẽ tăng (giảm) 498,031 nghìn đồng/m².

$\widehat{\beta}_3 = 4.427,569$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS có lợi thế kinh doanh trung bình thì đơn giá đất cao hơn 4427,569 nghìn đồng/m² so với các BĐS không có lợi thế kinh doanh.

$\widehat{\beta}_4 = 7.065,551$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS có lợi thế kinh doanh khá tốt thì đơn giá đất cao hơn 7065,551 nghìn đồng/m² so với các BĐS không có lợi thế kinh doanh.

$\widehat{\beta}_5 = 13.125,091$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS có lợi thế kinh doanh tốt thì đơn giá đất cao hơn 13.125,091 nghìn đồng/m² so với các BĐS không có lợi thế kinh doanh.

$\widehat{\beta}_6 = 29.351,156$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS có lợi thế kinh doanh rất tốt thì đơn giá đất cao hơn 29.351,156 nghìn đồng/m² so với các BĐS không có lợi thế kinh doanh.

$\widehat{\beta}_7 = - 1.351,718$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS ở hẻm cách mặt tiền trên 100 mét thì đơn giá đất sẽ giảm 1351,718 nghìn đồng/m².

$\widehat{\beta}_8 = 3.730,518$ - khi các yếu tố khác không đổi, BĐS mặt tiền trên các trục giao thông quan trọng trong quận có đơn giá đất cao hơn 3.730,518 nghìn đồng/m² so với những BĐS mặt tiền tại các đường nội bộ.

$\widehat{\beta}_9 = 8.144,584$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS mặt tiền trên các trục giao thông quan trọng của thành phố có đơn giá đất cao hơn 8.144,584 nghìn đồng/m² so với những BĐS mặt tiền tại các đường nội bộ.

$\widehat{\beta}_{10} = 1.319,896$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS ở nơi có trình độ dân trí trung bình thì giá BĐS sẽ cao hơn 1319,896 nghìn đồng/m² so với các khu vực có trình độ dân trí thấp.

$\widehat{\beta}_{11} = 3.840,652$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS ở nơi có trình độ dân trí cao thì giá BĐS sẽ cao hơn 3840,652 nghìn đồng/m² so với khu vực có trình độ dân trí thấp.

$\beta_{12} = 3.009,259$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS ở khu vực trung tâm quận có đơn giá đất cao hơn 3.009,259 nghìn đồng/m² so với khu vực xa trung tâm của quận.

$\widehat{\beta}_{13} = 1.952,064$: Khi các yếu tố khác không đổi, BĐS ở khu vực ven trung tâm quận có đơn giá đất cao hơn 1.952,064 nghìn đồng/m² so với khu vực xa trung tâm của quận.

6. Ứng dụng kết quả hồi quy để ước tính giá đất ở tại quận Gò Vấp

Mô hình hồi quy được sử dụng để ước tính đơn giá đất của bốn BĐS mặt tiền và bốn BĐS trong hẻm, đối chiếu với đơn giá đất được ước tính bằng phương pháp so sánh. Kết quả được tổng hợp trong Bảng 9:

Bảng 9

Kết quả ước tính đơn giá đất bằng mô hình hồi quy

Tài sản	Kết quả từ PP so sánh (triệu đồng/m ²)	Kết quả từ mô hình (triệu đồng/m ²)	Chênh lệch so với PP so sánh
Số 7, Quang Trung, P10	77,000	74,319	-3%
Số 41B, Lý Thường Kiệt, P4	39,000	35,422	-9%
Số 137, Lê Đức Thọ, P16	37,500	38,504	+1%
Số 724, Phan Văn Trị, P10	64,100	55,603	-13%
Số 646/36/1D, Lê Đức Thọ, P16	17,600	19,017	+8%
Số 434/52, Lê Văn Thọ, P9	20,500	22,787	+11%

Số 82/25-2, Lý Thường Kiệt, P7	28,500	30,909	+8%
Số 67/16B, Phạm Văn Chiêu, P13	26,100	23,444	-10%

Nguồn: Khảo sát và tính toán của các tác giả

So sánh kết quả xác định giá đất bằng mô hình hồi quy và bằng phương pháp so sánh truyền thống ta thấy mức sai lệch khoảng 10%.

7. Kết luận và gợi ý chính sách từ kết quả nghiên cứu

7.1. Kết luận

Kết quả hồi quy cho thấy giá đất ở tại quận Gò Vấp chịu ảnh hưởng của các yếu tố: An ninh, lộ giới, lợi thế kinh doanh, khoảng cách đến mặt tiền, trục giao thông, trình độ dân trí, và vị trí trung tâm.

Sử dụng mô hình để ước tính giá đất cho 8 bất động sản ở quận Gò Vấp làm rõ kết quả giá đất ước tính từ mô hình và giá đất ước tính bằng phương pháp so sánh sai lệch trên dưới 10%, điều này hoàn toàn phù hợp với yêu cầu xác định mức giá tiệm cận giá thị trường phục vụ cho công tác quản lý.

7.2. Gợi ý chính sách từ kết quả nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu hàm ý tính ứng dụng thiết thực của mô hình là thẩm định giá trị một số lượng lớn bất động sản cho mục đích quản lý. Trong điều kiện VN hiện nay, tác giả đề xuất nên sử dụng mô hình thẩm định giá đất hàng loạt để ước tính giá đất cho ba lĩnh vực quản lý nhà nước về đất đai: (1) Quản lý tài chính về đất đai (là cơ sở để tính thuế sử dụng đất); (2) Quản lý việc giao đất, cho thuê đất, thu hồi đất, chuyển mục đích sử dụng đất (xác định tiền thuê đất, tiền sử dụng đất, đấu giá, bồi thường); và (3) Quản lý và phát triển thị trường bất động sản.

Đối với ba lĩnh vực kể trên, mô hình thẩm định giá đất hàng loạt đặc biệt có tính ứng dụng cao bởi lẽ nó có thể được áp dụng để xác định giá đất cho cả một khu vực; ví dụ một quận, mà không cần thẩm định từng lô đất riêng lẻ, giúp tiết kiệm thời gian và chi phí cho công tác thẩm định giá đất, giúp các cơ quan quản lý đưa ra một mức giá đất tiệm cận với giá thị trường dựa trên các yếu tố ảnh hưởng đến giá đất đối với từng địa bàn cụ thể.

Vì tính ứng dụng thiết thực của phương pháp, như kinh nghiệm thế giới cũng như kết quả nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra, tác giả đề nghị các cơ quan chức năng sớm

xem xét công nhận thẩm định giá hàng loạt như một phương pháp chính thức trong hệ thống các phương pháp thẩm định giá trị đất ở nước ta, bởi đây thực sự là một công cụ rất hiệu quả trong quản lý nhà nước về đất đai ■

Tài liệu tham khảo

- Balchin, P., Kieve, J., & Bull, G. (1995). *Urban Land Economics*. Macmillan, London.
- Bastian, C. T., McLeod, D. M., Germio, M. J., Reiners, W. A., & Blasko, B. J. (2002). Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data. *Ecological Economics*, 40(3), 337-349.
- Benischka, M., & Binkley, J. K. (1994). Land price volatility in a geographically dispersed market. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(2), 185-195.
- Benjamin, J. D., Guttery, R. S., & Sirmans, C. F. (2004). Mass Appraisal: An introduction to multiple regression analysis for real estate valuation. *Journal of Real Estate Practice and Education*, 7(1), 65-77.
- Беляева, А. В. (2012). Использование пространственных моделей в массовой оценке стоимости объектов недвижимости. *Компьютерные исследования и моделирование*, 3(4), 639-650.
- Brukštaitienė, D. (2011). Application of mass appraisal models. *Vilnius Gediminas Technical University*, Saulėtekio al. 11, LT-2040 Vilnius, Lithuania.
- Burt, O. R. (1986). Econometric modelling of the capitalization formula for farmland prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 10-26.
- Gabriel K. B. (2011). The impact of neighbourhood churches on house prices. *Journal of Sustainable Development*, 4(1), 246-253.
- Грабовый, П. Г., Кулаков, Ю. Н., & Лукманова, И. Г. и др. (1999). *Экономика и управление недвижимостью*, М.: Издательство АСВ.
- Грязнова Г. А. (2004). *Оценка недвижимости*. Учебник. М. Финансы и статистика.
- Hoàng Hữu Phê & Wakely, P. (2000). Vị thế, chất lượng và sự lựa chọn khác: Tiến tới một lý thuyết mới về vị trí dân cư đô thị. *Urban Studies*, 37(1).
- International Association of Assessing Officers (2012). *Standard on Mass Appraisal of Real Property*. Bản điện tử, truy cập từ: [<http://www.iaao.org/uploads/standardonmassappraisal.pdf>].
- Калинина, Н., Кочетков, Ю., & Овсянников, В. (2003). “Массовая оценка недвижимости”. *Центр анализа рынков недвижимости (ЦАРН)*. Truy cập từ: [http://crea.ru/newcrea/Articles/mass_est/mass_est/mass_est.htm]

- Кочетков, Ю., & Калинина, Н. (1997). Компьютерная массовая оценка в России: Первые результаты. *Центр анализа рынков недвижимости (ЦАРН)*, Москва-1997 г. Bản điện tử, truy cập từ: [http://crea.ru/newcrea/Articles/mass_est/comp_est/comp_est.htm].
- Lê Khương Ninh. (2011). Các yếu tố ảnh hưởng đến giá đất vùng ven đô thị ở Đồng bằng sông Cửu Long. Tạp chí *Phát triển kinh tế*, 254, 11-17.
- Nguyễn Thị Mỹ Linh. (2011). Ứng dụng mô hình "Decision Tree" trong định giá đất hoang loạt ở VN. Tạp chí *Tài chính*, 8(562).
- Орлов, С. В. (2000). Массовая оценка городских земель как фундамент градостроения и управления недвижимостью. *Экономика строительства. Ежем. научный, производственно-экономический журнал*, 11, 21-35.
- Петров, В. И. (2007). Оценка стоимости земельных участков: Учебное пособие. М.: Кнорус, 2007, - 208 с.
- Пылаева, А. В. (2010). Методика анализа социально-экономических последствий применения результатов кадастровой оценки недвижимости в целях налогообложения. *Приволжский Научный Журнал*, 1, 195.
- Ridker, R. G., & Henning, J. A. (1967). The determinants of residential property values with special reference to air pollution. *The Review of Economics and Statistics*, 49(2), 246-57.
- Rosen, S. (1974). Hedonic price and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Ромм А. П. (1999). Методические основы оценки городских земель. *Центра Аналитических Исследований И Разработок Аоот "Городской Кадастр*. Bản điện tử, truy cập từ: [<http://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=0CCoQFjAA&url=http%3A%2F%2Fwww.imperia-a.ru%2Ffiles%2Farticles%2F889045c8d2c80d1bac62a5484f37c52d.doc&ei=W6aaUuXwPMnYkQew24CwBQ&usg=AFQjCNEQo10ntLOq85ZITQYZ2zc2RJnoiA&bvm=bv.57155469,d.eW0>].
- Selim, S. (2008). Determinants of house prices in Turkey: Hedonic regression model. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 9(1), 65-76.
- Selim, H. (2009). Determinants of house prices in Turkey: Hedonic regression versus artificial neural network. *Expert Systems with Applications*, 36(2), 2843-2852.
- Севостьянов, А. В. (2007). *Экономика недвижимости*. М.: Изд. КолосС, 2007.
- Trần Thanh Hùng. (2008). Phương pháp định giá bất động sản ứng dụng lý thuyết Vị thế - Chất lượng. Tạp chí *Địa chính*, 3.
- Turner, M. (2005). Landscape preferences and patterns of residential development. *Journal of Urban Economics*, 57, 19-54.