



ARTÍCULO

Formación de los precios de alquiler de viviendas en Machala (Ecuador): análisis mediante el método de precios hedónicos



Manuel A. Zambrano-Monserrate

Escuela Superior Politécnica del Litoral, ESPOL, Facultad de Ciencias Sociales y Humanísticas, Campus Gustavo, Guayaquil, Ecuador

Recibido el 4 de junio de 2015; aceptado el 7 de octubre de 2015

CÓDIGOS JEL

C01;
C21;
C51;
Q53

PALABRAS CLAVE

Áreas verdes;
Precios implícitos;
Alquiler

Resumen En Ecuador, los precios de la vivienda se han incrementado considerablemente en los últimos años debido a la existencia de factores externos e internos de la región. En este estudio se analiza el mercado inmobiliario en la ciudad de Machala. A través del método de precios hedónicos se explica la formación de los precios de alquiler de las viviendas en la localidad en 2013. Para amortiguar el problema de las variables omitidas, se utiliza el modelo de frontera heteroscedástica. Se incluyen variables sociales, ambientales, demográficas y estructurales. Se encontraron resultados significativos en variables ambientales, como el tipo de abastecimiento de agua, la distancia al parque central con áreas verdes y la eliminación de desechos. Se encuentra que los precios de alquiler de las viviendas con abastecimiento de agua irregular son inferiores en un 5,79% a los de aquellas con un abastecimiento regular. Además, los hogares cuyo método de eliminación de desperdicios es a través del servicio municipal pagan en promedio un 3,58% más de alquiler que aquellos que no lo poseen. Más aún, las viviendas cercanas al parque tienen una mayor renta: por cada 100 m adicionales entre la vivienda y el centro de la ciudad, la renta disminuye en un 5%. Los hogares cuya condición de vida es buena alquilan viviendas más caras.

© 2015 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

JEL CLASSIFICATION

C01;
C21;
C51;
Q53

Formation of housing rental prices in Machala, Ecuador: Hedonic prices analysis

Abstract In Ecuador, the housing prices have been rising sharply in recent years due to external and internal factors of the region. In this study, an analysis is performed on the real estate market in the city of Machala. The hedonic prices method was used to explain the setting of prices for rental housing for the year 2013. To cushion the problem of omitted variables a

Correo electrónico: anzambra@espol.edu.ec

<http://dx.doi.org/10.1016/j.cesjef.2015.10.002>

0210-0266/© 2015 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

KEYWORDS

Green areas;
Implicit prices;
Rental

heteroskedastic frontier regression model is used. Social, environmental, demographic, financial, variables, among others were used. Significant results were found in the environmental variables, such as the type of water supply, distance to central park (green areas), and waste disposal. Rental prices of houses with irregular water supply are 5.79% lower compared to those with a regular supply. In addition, households for which the method of waste disposal is through the municipal service, pay on average, 3.58% more rent than those that do not have this. The houses near the central park are the most valued, as such for every 100 away metres from the city centre, rental prices decrease on average by 5%. Households where life environment is good, rent more expensive properties.

© 2015 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

1. Introducción

El mercado de la vivienda en Ecuador ha cambiado radicalmente en los últimos 8 años (ENALQUI, 2013). La creación del Banco del Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social en 2007 amplió significativamente la disponibilidad de créditos hipotecarios, incluso para compradores de bajos recursos. Esto llevó al crecimiento de la demanda de vivienda y a la construcción de alrededor de 14.000 casas por año. Sin embargo, se han registrado aumentos en el índice de precios al consumidor de los alquileres efectivos pagados por los inquilinos de viviendas residenciales, de 121,65 en enero de 2005 a 155,97 en diciembre de 2014, es decir, un incremento del 28% a nivel nacional (Índice de Precios al Consumidor, 2014).

La ciudad de Machala, ubicada en el sur de Ecuador, no ha estado exenta de estos cambios en el mercado de viviendas. Además de la expansión del crédito, desde el año 2007 se ha dado un alto nivel de inversión pública en infraestructura, como ampliación y arreglos de calles y avenidas (principalmente en la zona central) y cobertura de servicios públicos (agua, recolección de basura). En conjunto, estos efectos han promovido el desarrollo económico de la región.

Sin embargo, en Ecuador no se hallan estudios publicados sobre los factores estructurales y ambientales que motivan el aumento y la formación de los precios de alquiler de los inmuebles. Es así que se propone llenar este vacío en la literatura mediante el método de los precios hedónicos. Este método ha tenido amplias aplicaciones en temas relacionados con el de este estudio. Tyrvainen y Miettinen (2000) mostraron que en Finlandia se paga un 4,8% más por una vivienda que tenga vista a un bosque respecto a otra que no la tenga. Igualmente, por cada kilómetro adicional de distancia de una casa a un parque forestal, el precio disminuía en un 5,7%. Bond et al. (2002) mostraron el efecto del paisaje sobre el valor de una casa. Para el caso del lago Erieen (Cleveland, EE. UU.), una casa con vista al lago cuesta 256.544 USD (89,9%) más que una casa sin este tipo de amenidad ambiental. Des Rosiers (2002) analizó el impacto que los tendidos eléctricos de alta tensión tienen sobre el precio de las viviendas en Brossard, cerca de Montreal (Canadá). Se encontró que el impacto visual que tiene la vista directa de una torre de alta tensión reduce el valor de la casa en aproximadamente un 10%. Por último, Wilhelmsson (2000) estudió

el impacto que tiene el ruido procedente del tráfico rodado sobre el valor de viviendas unifamiliares en un barrio de Estocolmo (Suecia). Los resultados mostraron que, en promedio, por cada decibelio adicional el precio de la vivienda se reduce un 0,6%.

Otra razón por la cual en Ecuador no existen estudios con precios hedónicos es por asuntos de confidencialidad, es decir, las empresas inmobiliarias son renuentes a proporcionar datos sobre las tasaciones. De ahí que este estudio aplique el método de precios hedónicos al mercado de alquiler de viviendas en la ciudad de Machala, a partir de la base de datos de la Encuesta Nacional de Alquileres del INEC (ENALQUI, 2013). Además de recoger los precios de alquiler de las viviendas, la encuesta proporciona datos sobre el monto, la distribución y la estructura del ingreso y el gasto de los hogares, y sobre las características demográficas y socioeconómicas de sus miembros. Se estima un modelo de precios hedónicos utilizando la metodología de frontera heteroscedástica para amortiguar el sesgo de las variables omitidas, donde se encuentra que factores como la pavimentación de las calles, la cobertura de servicios públicos y la distancia al centro de la ciudad afectan significativamente el precio de alquiler de las viviendas.

Este artículo se estructura como sigue: la sección 2 describe los antecedentes del mercado de la vivienda en Machala. La sección 3 presenta el marco teórico. La sección 4 describe los datos utilizados y la implementación del estudio. La sección 5 presenta los resultados. La última sección concluye.

2. Mercado de la vivienda en Machala

Machala es la capital de la provincia de El Oro y se ubica al sur de Ecuador, con una población de 231.260 habitantes (Censo de Población y Vivienda, 2010). Es un cantón agrícola con gran movimiento comercial y bancario. Las principales actividades económicas son el cultivo y la exportación de banano, la acuicultura, el comercio y el turismo. Desde 2007 las políticas de desarrollo urbano han atraído inversión hacia al sector inmobiliario, en particular hacia ciudades cerradas y privadas con diferentes tipos de vivienda o apartamentos. Según cifras del INEC (2013), en

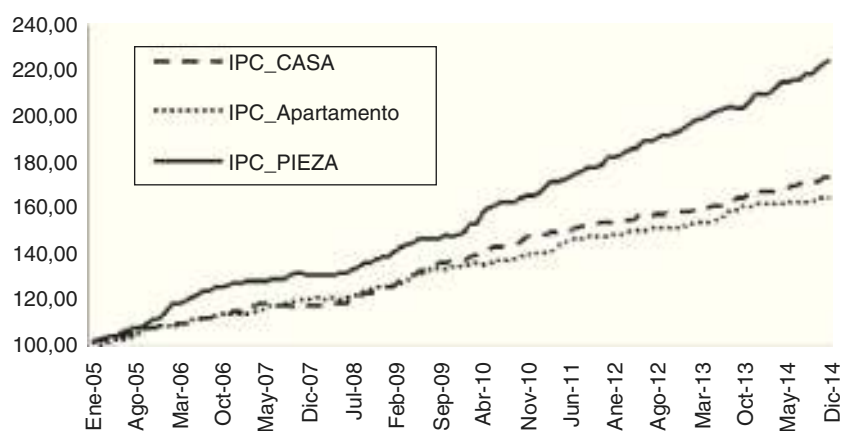


Figura 1 Evolución del Índice de precios del consumidor (IPC) del sector inmobiliario.
Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos ([Índice de Precios al Consumidor, 2014](#)).

Machala existen 75.473 viviendas, lo cual representa el 47% del total de la provincia; de estas, un gran porcentaje corresponde a viviendas de tipo «casa villa». Las viviendas arrendadas representan aproximadamente el 29% del total de los inmuebles del sector. El tipo de vivienda con mayor porcentaje de arriendo son los «apartamentos» (53,80%), seguido de «casa» (31,39%), «cuarto» (11,89%) y «otros»¹ (2,91%) (ENALQUI, 2013). La actividad económica se ha incrementado rápidamente en comparación con otros años, donde el número de empresas constructoras en Machala ha aumentado de 77 en 2005 a casi 120 en 2012 (Número de Compañías, 2013). Los precios de alquiler de las viviendas en la ciudad se han incrementado considerablemente desde enero de 2005 hasta diciembre de 2014 (fig. 1) en los 3 tipos de vivienda identificados: casa, apartamento, pieza (cuarto en casa de inquilinato). Este último es el de mayor cuantía. En las viviendas tipo «casa» los precios de alquiler se incrementaron un 70%, un 65% en los «apartamentos» y un 121% en los de tipo «pieza» (Índice de Precios al Consumidor, 2014).

Según Choumert et al. (2014), entre las condiciones de desarrollo que afectan los precios de alquiler de las viviendas está la cobertura de entrega de agua. El consumo de agua promedio por habitante en Machala es de 160 l/habitante/día. La empresa que administra actualmente el abastecimiento del agua es Tripleoro Cem, la cual es una compañía de economía mixta. Para finales de 2013 aproximadamente el 90% de la ciudad tenía agua potable. Sin embargo, Machala no dejaba de ser una de las ciudades con menor percepción de calidad del agua. Los hogares dan una calificación de 2,46 sobre 5 (siendo 1 la de menor calidad y 5 la de mayor calidad), lo cual son varios puntos por debajo de ciudades como Cuenca, Quito y Ambato (ENEMDU, 2012). Por tanto, esta variable podría ser fundamental para explicar la formación de los precios implícitos de alquiler de vivienda.

Brasington y Hite (2005) consideran que el grado de contaminación de una zona específica afecta negativamente a los precios de las viviendas. Actualmente la mayoría de la población (96,4%) tiene acceso al servicio municipal de recolección de basura. Sin embargo, un número reducido

de hogares aún continúa eliminando los desperdicios a través de otros medios, como tirar la basura a la calle, quemarla, enterrarla, entre otros. Esto ocurre principalmente en zonas urbanas marginales, donde el servicio de recolección municipal aún es ineficiente. Es por ello por lo que esta variable ambiental resulta importante por el hecho, por ejemplo, de que existan desperdicios cuyo método de eliminación sea «tirarlos a la calle». En el largo plazo esto resultaría en el incremento de la contaminación del sector. Más aún, respecto a las condiciones de vida, actualmente los hogares afirman en su mayoría vivir «más o menos bien», lo cual tiene un impacto directo en su estilo de vida y en sus condiciones de subsistencia (tipo de vivienda en la que habitan). Esto es consistente con Donovan y Butry (2011), quienes mencionan que las diferencias sociales influyen en la elección del sector de residencia.

Por otro lado, la OMS recomienda que existan 9 m² de área verde por habitante. Sin embargo, la ciudad cuenta solo con un promedio de 0,82 m² de área verde por ciudadano (Índice Verde Urbano, 2012). Respecto a este indicador, es importante mencionar que uno de los principales cambios en la ciudad en los últimos años ha sido la reconstrucción de su zona central, con la inclusión de parques y áreas verdes, justamente. Se instalaron adoquines, piletas artificiales, árboles, plantas y áreas con césped natural. Alrededor del parque central gira la mayor parte de la actividad económica y social del cantón, por lo que los inmuebles que se encuentran cercanos a este ganaron plusvalía. Es de esperar entonces una relación entre los precios de las viviendas y la distancia al parque central con áreas verdes (Tyrvaäinen y Miettinen, 2000; Donovan y Butry, 2011; Liao y Wang, 2012; Panduro y Veie, 2013; Grislain-Letrémy y Katosky, 2014).

Las viviendas en Machala tienen diversas características estructurales que las convierten en un bien heterogéneo. Se ha demostrado en estudios previos que tales variables, como número de dormitorios, metros cuadrados de construcción, materiales en el techo, antigüedad del inmueble, entre otras, afectan a los precios de las casas. De hecho, Sander (2009) determina que por cada año de antigüedad que posea una vivienda en Minnesota (EE. UU.) disminuye su precio de venta alrededor del 5%. Lang (2015), por su lado, afirma que cada dormitorio adicional que posea una casa en Kingston (EE. UU.) incrementa su precio un 4%. Así mismo, Zabel y

¹ Incluye: suite, mediagua, rancho, choza, covacha y otra.

Guignet (2012) incluyen en su modelo de precios hedónicos los metros cuadrados de construcción de las viviendas. Sus resultados muestran que cada metro adicional incrementa el precio alrededor de un 2%. Otros autores, como Boxall (2005) y Sander y Haight (2012), incluyen en sus estudios variables estructurales como material en el suelo y en el techo. En ambos casos las variables resultan significativas y con los signos esperados.

3. Marco teórico

El método de precios hedónicos es un método indirecto de valoración ambiental, dentro de los métodos de las preferencias reveladas, y es utilizado para identificar la influencia de variables ambientales sobre el precio de las viviendas (Jim y Chen, 2006). Este método se basa en el hecho de que algunos bienes o factores de producción no son homogéneos; de por sí, la función hedónica es una relación entre el precio de un bien heterogéneo y sus características diferenciadas. Con ella se analiza tanto su producción como su consumo mediante la desagregación en sus unidades más básicas, sobre las que se basa el proceso de compra y venta. Dado que cada atributo no tiene un precio por separado, el precio del bien heterogéneo representa la valoración del conjunto, es decir, el efecto agregado de precios «implícitos» o hedónicos de cada característica y de su cantidad. El marco teórico de este método se atribuye a Rosen (1974), en el que la función de precios hedónicos se define como un precio de mercado que varía en función de las características del bien. Es decir, la demanda de atributos determina el cambio en los precios. Epplé (1987) indica que los modelos hedónicos se enfocan en el mercado donde un bien incluye una cantidad variable de atributos, entre estructurales y del entorno o ambientales. Según Labandeira et al. (2007), una de las limitaciones del modelo está en que el supuesto de equilibrio de mercado no siempre se cumple, ya que pueden existir importantes costes de búsqueda, de transacción y de movilidad (especialmente en series de tiempo). Además, los precios hedónicos no reflejan el valor de no uso de los bienes ambientales, ya que existen usuarios que pueden ser afectados por un bien ambiental, pero no necesariamente a través de la posesión de otro bien privado ligado a él (Azqueta, 1994).

Es así que una vivienda puede ser descrita por un vector de características estructurales, $Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$, y un vector de atributos del entorno, $A = (a_1, a_2, \dots, a_n)$. Dada la caracterización de la vivienda, el precio de venta es una función de sus características y atributos. La función hedónica del precio, P se define como sigue:

$$P = f(Z, A) \quad (1)$$

El problema de maximización de la utilidad se representa como:

$$\text{MAX}_{Z,A,X} U = (Z, A, X; \alpha) \text{ s.a. } P(Z, A) + X = Y \quad (2)$$

donde $U(\cdot)$ es una función de utilidad doblemente diferenciable, α son las características socioeconómicas, X son los gastos en bienes diferentes a la vivienda e Y representa el ingreso de las familias. De la solución de este problema se obtiene la función de postura de regateo del consumidor, $\phi(Z, A, X; \alpha)$, la cual representa la disposición a pagar de las familias por una unidad de vivienda con características Z

y atributos A , dado un ingreso Y y un nivel de utilidad u . La utilidad está implícitamente definida por $U(Z, A, Y - \phi; \alpha) = u$. Las condiciones de primer orden establecen que la tasa marginal de sustitución entre el vector de características Z y los gastos en bienes diferentes al bien vivienda Y sea igual al precio marginal del vector Z , esto es:

$$\frac{U_{Z_i}(Z, A, X; \alpha)}{U_X(Z, A, X; \alpha)} = P_{Z_i}(Z, A) = \phi_{Z_i}(Z, A, Y, u; \alpha) \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

Donde U_{Z_i} es la utilidad marginal del vector de características, U_{X_i} es la utilidad marginal del bien compuesto, P_{Z_i} es el precio marginal del vector de características. Igualmente, la tasa marginal de sustitución entre el vector de atributos A y el bien compuesto X debe ser igual al precio marginal del atributo, el cual también es igual a la postura marginal por el atributo.

Para el caso de los propietarios la función de costos se representa como:

$$C(Z, A, N; \beta) \quad (4)$$

donde N es el número de viviendas producidas y β representa un vector de tecnología específica y de precio de factores. El problema de maximización de ganancias para los productores es:

$$\text{MAX}_{\pi} \pi = NP(Z, A) - C(Z, A, N, \beta) \quad (5)$$

La función de oferta $\vartheta(Z, A, \pi; \beta)$ representa el precio unitario que un propietario puede aceptar por una unidad de vivienda con características Z y atributos A , y tener unos beneficios π , los cuales se hallan resolviendo (Rosen, 1974):

$$\pi = N\vartheta - C(Z, A, N, \beta) \quad \text{y} \quad \vartheta = C_N(Z, A, N; \beta) \quad (6)$$

El equilibrio se logra mediante la interacción entre consumidores (familias) y propietarios, lo cual implica que:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_i} = \frac{\partial C}{\partial Z_i} \quad (7)$$

La función de precio hedónico representa la estructura del precio de equilibrio y es determinada por la interacción en el mercado de los propietarios y de los hogares. En equilibrio, las funciones de postura y de oferta son tangentes y la función de precio hedónico es la envolvente superior (inferior) para la función de postura.

La función de precio hedónico representa la estructura del precio de equilibrio y es determinada por la interacción en el mercado de los propietarios y de los hogares. En equilibrio, las funciones de postura y de oferta son tangentes y la función de precio hedónico es la envolvente superior (inferior) para la función de postura (fig. 2). La función de precios hedónicos puede estimarse mediante la especificación de una forma funcional adecuada bajo el supuesto de que el mercado de vivienda está en equilibrio.

Baranzini y Ramírez (2005) utilizan el enfoque hedónico para determinar el impacto del ruido sobre los precios de alquiler de viviendas en Ginebra (Suiza). Concluyen que el impacto del ruido no depende de la estructura institucional del mercado, es decir, es relativamente similar en el sector del alquiler privado y en los apartamentos directamente bajo el control del gobierno, aunque en el primero

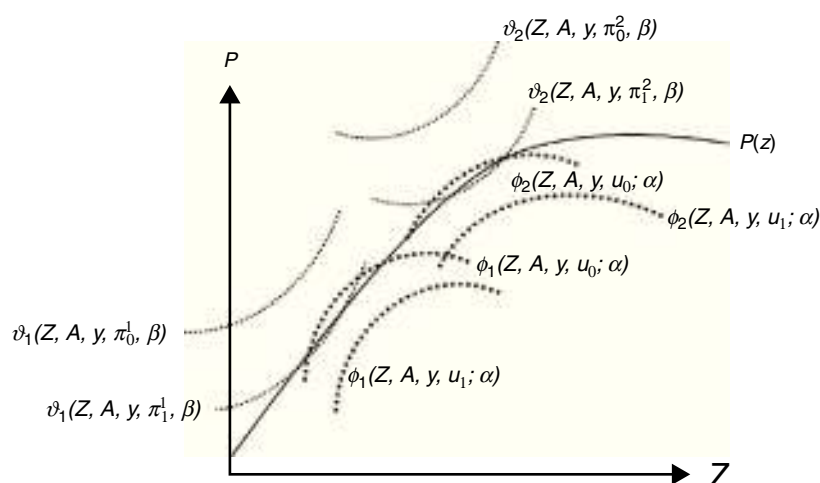


Figura 2 Equilibrio Hedónico.

Fuente: [Rosen \(1974\)](#).

la dinámica de ruido tiene un impacto mayor. [Zhao y Liu \(2010\)](#) analizan el mercado de las viviendas usadas en la ciudad de Shijiazhuang (China). Las variables usadas en su modelo las clasifican como: características estructurales de los inmuebles (número de dormitorios, tipo de piso, forma de la vivienda, años de construcción), tipo de barrio (educación, servicios médicos, tiendas, ambiente) y ubicación (región administrativa, tipo de transporte). Sus resultados muestran que las condiciones del barrio influyen significativamente en los precios de venta; por ejemplo, por cada unidad médica adicional que posea el barrio, su precio de venta se incrementa en un 3,8%. [Donovan y Butry \(2011\)](#) analizan el efecto de atractivos ambientales, como árboles, sobre el precio del alquiler de viviendas en Portland (Oregón, EE. UU). Determinaron que un árbol adicional en el terreno de la vivienda aumenta el alquiler mensual en 5,62 USD, mientras que un árbol en la vía pública aumenta la renta en 21 USD. [Zabel y Guignet \(2012\)](#) cuantifican el impacto de las fugas de petróleo en tanques de almacenamiento subterráneo sobre los precios de las viviendas en 3 condados de Maryland (EE. UU). Sus resultados indican que, aunque esta variable no afecta significativamente los valores de las propiedades cercanas, sí afectaría a los lugares más publicitados de la ciudad, disminuyendo su valor de venta en un 10%. [Panduro y Veie \(2013\)](#) analizan el impacto a los precios de las viviendas de los distintos espacios verdes en Aalborg (Dinamarca). Encontraron que las áreas verdes con una calificación alta en términos de accesibilidad y de nivel de mantenimiento tienen altos precios implícitos. Con respecto a los otros tipos de espacios verdes, sus resultados son ambiguos. [Chang y Kim \(2013\)](#) determinan el impacto que tiene el ruido del sistema ferroviario urbano sobre los precios de las viviendas en Seúl (Corea del Sur). Concluyen que con un aumento del ruido en un decibelio disminuye el valor de la propiedad en 0,53%. [Grislain-Letrémy y Katosky \(2014\)](#) utilizan modelos paramétricos y semiparamétricos para cuantificar el impacto de las plantas industriales sobre los precios de las viviendas en 3 ciudades de Francia. Sus resultados muestran impactos significativamente diferentes entre ciudades. Destaca la

inclusión de variables ambientales, tales como distancia al parque, exposición a riesgos naturales, residuos contaminantes y exposición al sonido del transporte terrestre. Entre sus resultados más importantes concluyen que en Burdeos, Dunkirk y Rouen, por cada metro adicional de cercanía de una vivienda a una planta industrial, su precio de venta disminuye en 0,003, 0,009 y 0,01%, respectivamente. [Choumert et al. \(2014\)](#) estudian los factores determinantes de alquiler de viviendas en Kigali (Ruanda). En particular, estudian el valor del acceso a agua por cañería. Debido a los altos costos asociados con la instalación de nuevas conexiones de tubería, el alquiler de una propiedad con una conexión existente es a menudo la única manera de que los hogares de bajos ingresos puedan acceder a agua por cañería en esa ciudad. Sus resultados indican que la ampliación de la red de abastecimiento a una nueva casa en muchos casos aumenta el valor del alquiler de la vivienda lo suficiente para pagar el costo de la instalación de la nueva conexión en menos de 2 años. De hecho, las viviendas que poseen acceso a agua potable tienen un precio de alquiler superior en un 68% en comparación con las que no lo tienen. [Chiarazzo et al. \(2014\)](#) estiman el efecto de la contaminación del aire sobre los precios de las viviendas en Taranto (Italia). Concluyen que a mayor contaminación ambiental del aire, menor es el precio de la vivienda. Además, este efecto es de gran magnitud puesto que un aumento en un microgramo por metro cúbico de polución causa una disminución de aproximadamente un 50% en el precio del inmueble. [Palmquist \(2014\)](#) estima la demanda de las características de las viviendas de 7 áreas metropolitanas de EE. UU. Para ello utiliza la metodología de precios hedónicos y el carácter endógeno de los precios marginales. Los resultados encontrados indican que la elasticidad precio de la demanda fue aproximadamente unitaria para los metros cuadrados de construcción, mientras que las demandas para las demás características físicas son inelásticas. [Beekmans et al. \(2014\)](#) buscan probar si el método que se utiliza convencionalmente en los estudios de la propiedad individual también se puede aplicar de manera significativa en el nivel de las zonas urbanas, en particular, en sitios industriales. Utilizan mínimos cuadrados ordinarios (MCO)

para identificar la relevancia de las siguientes categorías de variables explicativas: tipo de zona industrial, accesibilidad, distancia céntrica (distancia al centro), molestias, tipo de zona industrial por accesibilidad de carretera, región y ratio de urbanización. Los factores relevantes y que más inciden positivamente en el valor medio de la propiedad industrial son las zonas de servicios financieros y de negocios (categoría «zona industrial»), la accesibilidad a lo largo de autopistas (categoría «accesibilidad»), la distancia del centro municipal (categoría «distancia céntrica»), la presencia de casas (categoría «molestias»), la industria (categoría «tipo de zona industrial por accesibilidad de carretera»), el centro (categoría «región») y la aglomeración urbana (categoría «ratio de urbanización»). Las edificaciones construidas antes de 1950 (categoría «edad») afectan negativamente en el valor medio de la propiedad industrial. Cuando se busca estimar el efecto de un incidente indeseable, otra opción es usar datos de series temporales o paneles. Por ejemplo [Fink y Stratmann \(2015\)](#) exploran la posibilidad de que el desastre nuclear en Fukushima en el 2011 haya tenido un efecto negativo en el precio de las viviendas que están cerca de plantas nucleares en EE. UU. Usando datos de panel concluyen que no hay evidencia significativa en favor de dicha hipótesis.

4. Método

4.1. Datos

El problema más frecuente cuando se realizan estudios mediante precios hedónicos es la carencia de datos. A pesar de que en Ecuador las estadísticas a nivel nacional han mejorado considerablemente, por asuntos de confidencialidad las empresas inmobiliarias son renuentes a proporcionar datos sobre las tasaciones realizadas. Es por ello por lo que para el presente análisis se tomó como base de datos la Encuesta Nacional de Alquileres del INEC ([ENALQUI, 2013](#)). Esta encuesta proporciona datos sobre los precios del alquiler en viviendas arrendadas, con información correlacionada sobre sus características principales: tipo, condición, acceso, régimen de ocupación y ubicación geográfica, además de otras variables que la hacen apropiada para la aplicación de la metodología hedónica. La encuesta tiene un total de 1.124 datos sobre viviendas en el área urbana de Machala. Sobre esta muestra se realizó un filtro de los datos tomando en cuenta categorías como: ciudad autorrepresentada y la vivienda que ocupa (si es arrendada). El muestreo que utiliza el INEC es probabilístico bietápico, donde las unidades primarias de selección son los sectores censales (unidades primarias de muestreo [UPM]) y las unidades secundarias son las viviendas (unidades secundarias de muestreo). Las UPM son seleccionadas con probabilidad proporcional al tamaño y las viviendas dentro de la UPM son seleccionadas mediante un muestreo aleatorizado simple, considerando que todas las viviendas dentro del sector tienen igual probabilidad de ser seleccionadas. La muestra se realizó con un 95% de confianza y un error de diseño del 5%. El número de datos sobre viviendas proporcionados por la encuesta es de 635, divididos en 3 zonas, a saber: norte, centro y sur de la ciudad. Las variables explicativas pueden agruparse al menos en 2 categorías: las características

estructurales (internas) de la vivienda y las características externas. Se detallan a continuación las variables usadas inicialmente.

4.2. Modelo

El supuesto central de los precios hedónicos es que los precios de las viviendas están determinados por la interacción entre la oferta y la demanda de atributos del inmueble, por lo que se debería estimar simultáneamente ambas ecuaciones por mínimos cuadrados en 2 etapas. Sin embargo, [Freeman \(1979\)](#) indica que la oferta es rígida en el corto plazo, por lo tanto, la ecuación hedónica puede ser estimada por MCO u otro método alternativo.

Es así que la metodología empleada en el análisis de precios hedónicos es bastante amplia, a pesar de que las variables que determinan el precio de las casas no varían cuantiosamente. Sin embargo, un tema bastante discutido en la literatura es el sesgo de variable omitida y los problemas de heteroscedasticidad que presentan las estimaciones. Las variables omitidas son características en estudios hedónicos de una propiedad que son observables por el comprador y vendedor, pero no para los investigadores. Cuando una variable omitida influye en el valor de la propiedad y también está correlacionada espacialmente con una medida de calidad ambiental de interés, por ejemplo, contaminación del aire, agua, niveles de ruido o la proximidad a los vertederos, el precio implícito estimado para esa medida ambiental estará sesgado.

En la presente investigación se utiliza el modelo de fronteras estocásticas propuesto por [Aigner et al. \(1977\)](#) y la alternativa metodológica que presentan [Carriazo et al. \(2013\)](#) para mitigar el sesgo de variable omitida basado en este modelo, tomando ventaja de la forma de la distribución de la variable que se omite. Para lo cual se define una variable UQ (calidad no medida), que captura todos los aspectos no medidos de la calidad de una propiedad. Esta variable UQ puede incluir muchas diferentes características no medidas. Se puede argumentar que estas características no medidas, a menudo, se distribuirán de forma asimétrica.

Es así, que un modelo hedónico de frontera estocástica se puede representar como:

$$P = P(Z_i, A_j, N_j) \exp(u_i) \exp(v_i) \quad (8)$$

Donde P_i es el precio (en este caso el alquiler) de la propiedad i , Z_i es un vector de características estructurales medias de la propiedad (tamaño, edad, etc.), A_i es un vector de las medidas ambientales de la localización de la propiedad (calidad del aire, agua, ruido, etc.) y N_i es un vector de la relación entre el arrendatario y arrendador (parentesco, la antigüedad del inquilino en la vivienda, etc.). Dado un vector de parámetros β , $P(\cdot)$ es una función que determina el precio de una propiedad con características Z_i , A_i y N_i . Hay 2 términos de error. El simétrico, con un término de error aleatorio de media cero, v_i , que captura todo los errores idiosincrásicos distribuidos simétricamente para la propiedad (i), y se asume que se distribuirán $N(0, \sigma_v^2)$. Un segundo término de error u_i representa la variación no medida en UQ , y se asume que distribuye con media normal, $u_i = |z_i|$ donde $z_i \sim N(0, \sigma_u^2)$. La distribución de u_i es, por lo tanto, asimétrica, acotada por debajo de 0 y sesgada hacia

la derecha. Finalmente, la varianza del término de error asimétrico puede variar a través de las observaciones. Se obtiene entonces el siguiente modelo de error heteroscedástico:

$$\sigma_u^2 = \exp(\delta_0 + \delta_1 Q_1 + \delta_2 Q_2 + \dots) \quad (9)$$

Donde Q_1 y Q_2 son las características medidas del vecindario (elementos de A_i y N_i) que podrían estar correlacionadas con UQ , incluyendo la calidad del medio ambiente, y $\delta_0, \delta_1, \delta_2, \dots$ son parámetros que deben ser estimados. Si una característica del vecindario, Q_1 , se mide como un mal, se esperaría que la relación entre la calidad inobservada de la vivienda (UQ) y la calidad del medio ambiente (Q_1) presentase un δ_1 con signo negativo.

Asumiendo una forma Cobb-Douglas para $P(\cdot)$ con k_1, k_2, k_3 elementos en el vector de características estructurales, ambientales y relaciones entre arrendatario y arrendador (Z, A y N), respectivamente, la ecuación de precios se puede expresar como un modelo semilogarítmico (log-lin).

$$\ln(P_i) = \beta_0 + \sum_{k=1}^{k_1} \beta_k Z_{ki} + \sum_{j=1}^{k_2} \beta_j A_{ji} + \sum_{l=1}^{k_3} \beta_l N_{li} + u_i + v_i \quad (10)$$

Los parámetros δ y β pueden estimarse de forma simultánea utilizando técnicas de máxima verosimilitud. Este modelo presenta 2 pasos. En primera instancia, se estima un modelo homoscedástico (con δ_1, δ_2 igual a 0), para probar si σ_u^2 es significativamente diferente de cero, es decir, para comprobar si hay un término de error asimétrico positivo. Para llevar a cabo esta estimación se utiliza una prueba de razón de verosimilitud generalizada unilateral. La hipótesis nula para esta prueba es $H_0: \sigma_u^2 = 0$ contra la hipótesis alternativa $H_a: \sigma_u^2 > 0$. Si la hipótesis nula es verdadera, se estimaría el modelo a través de MCO con errores normales.

Por otro lado, las estimaciones del modelo de frontera heteroscedástica usado por Aigner et al. (1977) parametrizan la función de densidad del error compuesto, $\varepsilon_i = v_i + u_i$, es decir:

$$f(\varepsilon) = \frac{2}{\sigma} f^* \left(\frac{\varepsilon}{\sigma} \right) [1 - F^*(\varepsilon \lambda \sigma^{-1})], -\infty \leq \varepsilon \leq +\infty \quad (11)$$

Donde $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$, F^* y f^* son las funciones de densidad de probabilidad y la función acumulada de probabilidad de una normal estándar, respectivamente. Usando estos parámetros, se ha examinado la variabilidad relativa de los componentes simétricos y asimétricos del error aleatorio. Si la variabilidad del error simétrico domina, $\sigma_v^2 \rightarrow \infty$ y/o $\sigma_u^2 \rightarrow 0$ y, por lo tanto, $\lambda^2 \rightarrow 0$. Se realiza el test de Wald, donde la hipótesis nula es $H_0: \lambda = 0$ y la alternativa es $H_a: \lambda > 0$. El test de Wald se calcula como el cociente de la estimación de máxima verosimilitud de λ , para esto se estima un error estándar $W = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}}$. Esta estadística se distribuye asintóticamente como una variable aleatoria normal estándar. En segundo lugar, si se detecta una estructura asimétrica del error, entonces el modelo más general se estima, y la hipótesis nula de $\delta_1 = 0$ se calcula. Un valor estimado de δ_1 no igual a cero es consistente con la correlación propuesta entre UQ y la calidad del medio ambiente, Q_1 .

Respecto al modelamiento de la ecuación, numerosos estudios han utilizado la ecuación de la transformación Box-Cox para modelar sus funciones. Sin embargo, algunos autores (Cassel y Mendelsohn, 1985; Cropper et al., 1988;

Sheppard, 1999) han argumentado que este tipo de modelamiento presenta inconvenientes en sus estimaciones, ya que sus resultados son muy sensibles a variaciones de los datos y son difíciles de interpretar. Es por ello por lo que resulta conveniente utilizar funciones sencillas como la logarítmica y la semilogarítmica. Sobre esta última estructura funcional, autores como Grislain-Letrémy y Katossky (2014), Baranzini y Ramirez (2005), Donovan y Butry (2011) y Choumert et al. (2014) la han utilizado para modelar sus funciones hedónicas, obteniendo resultados eficientes en sus estimaciones. Esto es debido a que su dinamismo refleja los cambios del entorno, particularmente, de las características que son objeto de estudio. Por tanto, tomamos como variable dependiente los valores mensuales de alquiler pagados por los inquilinos en dólares.

Es así, que inicialmente se estimó un modelo log-lin utilizando MCO con todas las variables propuestas (tabla 1). Posteriormente a esto, se eliminaron las variables que resultaron no significativas. Seguidamente, se realizó el test de Breusch-Pagan y se comprobó que existe heteroscedasticidad en el modelo estimado. Asimismo, se examinó el problema de la multicolinealidad, lo que ocasiona coeficientes inestables que provocan una inflación de los errores estándar, por lo que se incluyeron variables interactivas para amortiguar dicho problema. Se analizó este fenómeno a través de los factores de inflación de varianza (VIF), que muestra la medida en la cual se eleva la varianza de un estimador como consecuencia de la no ortogonalidad de los regresores. Los resultados indican la no presencia de multicolinealidad, ya que, en promedio, el VIF de las variables exógenas es inferior a 10. Sobre esto, Chatterjee y Hadi (2006) mencionan que un valor aceptable es una media del VIF inferior a 2.

Se utilizó el test de Ramsey para determinar la correcta especificación funcional del modelo, en el que la hipótesis nula significa que no presenta variables omitidas. Con un nivel de significación del 1%, no se rechaza la hipótesis planteada, es decir la ecuación a estimar tiene un problema de variable omitida. Dado esto, se utilizó la metodología de frontera heteroscedástica (tabla 4), tomando como función de la varianza del término de error idiosincrásico el «abastecimiento de agua», la cual resulta significativa. Finalmente, las interpretaciones para las variables categóricas siguieron el procedimiento propuesto por Halvorsen y Palmquist (1980).

5. Resultados

A continuación se muestran los resultados obtenidos en la investigación. Se inicia explicando las estadísticas descriptivas de las principales variables, para proceder luego al análisis inferencial de los datos. Las rentas mensuales muestran una dispersión considerable. El valor mínimo de alquiler que se paga es de 20 USD y el máximo de 1.000 USD. El número mínimo de dormitorios es de 5, y los metros cuadrados de construcción de vivienda son en promedio 28,02. Las viviendas más antiguas se construyeron hace 25 años, mientras que las nuevas hacen menos de uno. Las viviendas más alejadas del parque central se encuentran a 2.750 m, mientras que las más cercanas están a 55 m (tabla 2).

Tabla 1 Variables explicativas

Variables	Subclasificación	Variable	Tipo de variables
Internas	<i>Básicas</i>	Número de dormitorios	Continua
		Tipo de servicio higiénico: inodoro y alcantarillado = 1; inodoro y pozo séptico = 2; inodoro y pozo ciego = 3; letrina = 4; no tiene = 5	Catórica
		Número de servicios higiénicos	Continua
		Ducha eléctrica: sí = 1; no = 2	Catórica
		Metros cuadrados de construcción de la vivienda	Continua
		Espacio para bañarse o ducharse: sí, con instalaciones para ducha = 1; sí, sin instalaciones para ducha = 2; sí, con instalaciones fuera de la vivienda = 3; No tiene = 4	Catórica
		Teléfono convencional: sí = 1; no = 2	Catórica
	<i>Ambientales</i>	Abastecimiento del agua: permanente = 1; irregular = 2	Catórica
		Forma de eliminación de basura: la botan a la calle, quebrada, río = 1; la queman = 2; servicio municipal = 3; entierran = 4; reciclan = 5; otro = 6	Catórica
		Distancia a áreas verdes: distancia en metros al parque central de la ciudad	Continua
	<i>Generales</i>	Material predominante en el techo: hormigón, losa, cemento = 1; asbesto = 2; cinc = 3; teja = 4; madera = 5; palma, paja, hoja = 6; otro = 7	Catórica
		Material predominante en las paredes: hormigón, bloque, ladrillo = 1; asbesto, cemento, fibrolit = 2; adobe, tapia = 3; madera = 4; behareque = 5; caña = 6; otro = 7	Catórica
		Material predominante en el suelo: duela, parquet, tabloncillo, piso flotante = 1; cerámica, baldosa, ninyl = 2; mármol, marmetón = 3; cemento, ladrillo = 4; tabla, tablón no taladro = 5; caña = 6; tierra = 7; otro = 8	Catórica
		Años de construcción que tiene la vivienda	Continua
		Condición de vida del hogar: viven bien = 1; viven más o menos bien = 2; viven mal = 3	Catórica
Externas	<i>Demográficas</i>	Vía de acceso principal a la vivienda: carretera, calle pavimentada = 1; empedrado = 2; lastrado calle de tierra = 3; sendero, chaquiñán = 4; río, mar, lago = 5; otro = 6	Catórica
		Tipo de zona: sur = 1; norte = 2; centro = 3	Catórica

Fuente: Encuesta Nacional de Alquileres (ENALQUI, 2013).

Por otro lado, se observa (tabla 3) que existe una marcada diferencia entre zonas con respecto al precio de alquiler. De hecho, existe una tendencia a pagar un valor mayor en la zona del centro de la ciudad que en el sur, por ejemplo. Es por ello por lo que la inclusión de la variable «zona» como categoría dentro del modelo es esencial para captar el valor marginal de los pagos mensuales entre cada una de ellas. Asimismo, se puede apreciar que la mayoría de los precios de alquiler fluctúan entre los 50 y los 200 USD.

Los resultados de la estimación por frontera heteroscedástica (tabla 4) indican que la principal vía de acceso a

la vivienda es un determinante importante en los precios de alquileres. De modo que aquellas viviendas cuya avenida principal es lastrada/calle de tierra, tienen un precio de alquiler inferior en un 2,57% en comparación con aquellas cuya avenida central se encuentra pavimentada.

Analizando las variables básicas, por cada dormitorio adicional que posee el inmueble el alquiler aumenta en un 1,82%. La variable «metros cuadrados de construcción» es significativa, es decir, a mayor espacio construido, mayor será el precio de alquiler del inmueble. Para las viviendas que no poseen espacios para bañarse el valor de alquiler es

Tabla 2 Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desviación estándar	Mín	Máx
Valor pagado mensual en dólares	139,62	99,24	20	1.000
Número de dormitorios	2,64	0,55	0	5
Metros cuadrados de construcción	28,02	18,20	4	165
Años de construcción de la vivienda	10	3,50	0	25
Distancia al parque con áreas verdes en metros	535,90	315,26	55	2.750

Tabla 3 Rentas mensuales por zona

Renta mensual en dólares	Zona			
	Sur	Norte	Centro	Total
0	18	1	0	19
50	182	212	77	471
200	0	1	133	134
500	0	0	7	7
800	0	0	4	4
Total	200	214	221	635

inferior en un 7,96% respecto a las que poseen instalaciones con ducha. Por otro lado, la disponibilidad de telefonía fija (convencional) incrementa significativamente los precios de alquiler.

Todas las variables ambientales resultaron significativas. Los precios de alquiler de las viviendas con abastecimiento de agua irregular son inferiores en un 5,79% respecto a aquellas con abastecimiento regular. Por otro lado, los hogares cuyo método de eliminación de desperdicios es a través del servicio municipal pagan en promedio un 3,58% más de alquiler que aquellos que no lo poseen. La variable «distancia al parque central» también es significativa y guarda una relación negativa con la variable precios de alquiler; es decir, las viviendas alejadas del parque central tienen un alquiler más bajo que las que se encuentran cerca.

Con relación a las variables generales, «material de construcción del techo» resultó significativa, es decir, las casas con techo de cinc tienen un precio de alquiler que es en promedio un 11,57% menor que las que poseen techo de losa. Por otro lado, por cada año adicional de antigüedad de la vivienda, el precio disminuye en un 1,8%. La condición de vida del hogar también afecta a los alquileres. Las familias que afirman vivir mal habitan en inmuebles cuyo precio es inferior en alrededor del 17% en comparación con las familias que afirman vivir bien; es de esperar, entonces, que estos hogares ocupen viviendas de menor calidad (material), alejadas del sector céntrico de la ciudad, cuyas vías de acceso principal se encuentren en malas condiciones.

Por otro lado, se observan precios de alquiler estadísticamente significativos entre zonas. En promedio, una vivienda que se alquila en el centro de la ciudad cuesta un 20,56% más que otra localizada en el sur. Si esta variable la relacionamos con la distancia al parque central, se observa que por cada metro adicional que los inmuebles céntricos se alejen del parque central, el precio de alquiler disminuye en un 2,37% en comparación con las viviendas que se encuentran en el sur.

Finalmente, y como ya se mencionó, existieron variables que resultaron no significativas en el estudio y, por ende, fueron excluidas del modelo, a saber: tipo de servicio higiénico, número de servicios higiénicos, ducha eléctrica, material predominante en las paredes y material predominante en el suelo.

6. Discusión

El objetivo de esta investigación es determinar las variables que expliquen las diferencias de los alquileres de las

viviendas en la zona urbana de la ciudad de Machala. Para ello se utilizó la metodología hedónica, con la que se buscaba establecer los precios implícitos de los inmuebles con base en sus características y en las del entorno. Una vez analizados los resultados, se puede concluir que existen variables internas significativas, tales como los metros cuadrados de construcción, los años de antigüedad, la tenencia de teléfono convencional, el espacio para bañarse, el número de dormitorios y el material en el techo.

Las variables ambientales propuestas resultaron significativas para el estudio. Así, la calidad del suministro de agua (medida a través del tipo de abastecimiento) resultó con el signo esperado y concuerda con el estudio realizado por [Choumert et al. \(2014\)](#), en el que las viviendas con acceso a agua potable y abastecimiento regular tienen un mayor precio de alquiler. Si bien es cierto que gran parte de la población cuenta con una provisión regular de agua, hay sectores en los cuales el suministro aún es irregular. Por eso, el municipio de la ciudad debería preocuparse por fiscalizar correctamente a la empresa distribuidora de agua en la ciudad, para que el servicio brindado sea eficiente y eficaz.

El tipo de eliminación de desechos sólidos influye en los precios de alquiler; es así que los inquilinos valoran de mejor forma las viviendas que se encuentran en sectores relativamente limpios, lo cual se debe a que el sistema de recolección de desechos se realiza vía municipio.

Estos resultados son acordes con los de la investigación realizada por [Brasington y Hite \(2005\)](#), en donde demuestran que la contaminación del sector influye significativamente en los precios de las viviendas. Al igual que el agua, el manejo de desechos es competencia del municipio, por lo que las recomendaciones se dirigen a él, para que controle y regule correctamente a la firma encargada del servicio. Se debería, así mismo, concientizar a los ciudadanos de la localidad para que respeten los horarios de recolección de desechos y de esta manera contribuyan al desarrollo de una ciudad limpia y ordenada.

Los inmuebles más alejados del parque central tienen un precio de alquiler menor que los que se encuentran próximos; es así que por cada 100 m de distancia de la vivienda al centro, el precio de alquiler disminuye en promedio un 5%. Esta relación negativa se observa, así mismo, en el trabajo realizado por [Bengochea \(2003\)](#), donde por cada metro que la vivienda se aleja de una zona con áreas verdes, su precio disminuye en 3,83 euros. De hecho, [Beekmans et al. \(2014\)](#) demuestran que esta variable también afecta a los precios de los depósitos industriales en Holanda, donde por cada kilómetro que la propiedad se aleje del parque central el precio disminuye un 10%. Es importante, entonces,

Tabla 4 Estimación por frontera heteroscedástica

Variables	Coeficiente
<i>Vía de acceso principal</i>	
Empedrado	-0,057*** (0,014)
Lastrado/calle de tierra	-0,026*** (0,005)
<i>Número de dormitorios</i>	0,018* (0,010)
<i>Metros cuadrados de construcción</i>	0,004*** (0,001)
<i>Espacio para bañarse</i>	
Sí, sin instalaciones para ducha	0,006 (0,005)
Sí, con instalaciones fuera la vivienda	-0,021 (0,015)
No tiene	-0,083** (0,014)
<i>Posee teléfono convencional</i>	
No	-0,007* (0,004)
<i>Abastecimiento de agua</i>	
Irregular	-0,059*** (0,013)
<i>Eliminación de basura</i>	
La queman	0,023* (0,012)
Servicio municipal	0,035*** (0,012)
Otro	-0,014 (0,013)
<i>Distancia al parque central</i>	-0,001*** (0,000)
<i>Material en el techo</i>	
Asbesto	-0,002 (0,006)
Cinc	-0,123*** (0,006)
Teja	-0,007 (0,020)
<i>Años de construcción de la vivienda</i>	-0,018*** (0,003)
<i>Condición de vida del hogar según su ingreso</i>	
Más o menos bien	-0,086*** (0,020)
Viven mal	-0,182*** (0,034)
<i>Zona</i>	
Norte	-0,019* (0,011)
Centro	0,187*** (0,026)
<i>Zona* distancia al parque central</i>	
Norte	-0,165** (0,002)
Centro	-0,024*** (0,000)
$\text{Ln } \sigma_v^2$	-4,281
σ_v^2	0,312
<i>Función de varianza</i>	
($\text{Ln } \sigma_u^2$)	
Intercepto	-3,450** (1,126)
Abastecimiento de agua	-0,028** (0,011)

Errores estándares entre paréntesis.

*** p < 0,01.

** p < 0,05.

* p < 0,1.

que tanto las agencias inmobiliarias como los gobiernos seccionales y centrales consideren dentro de sus planes de ordenamiento territorial la construcción de áreas verdes, ya que estas, como se ha demostrado, influyen en el crecimiento económico de la ciudad (se valoran de mejor forma las viviendas con espacios verdes) y, además, producen efectos que ayudan a la eliminación del polvo y de contaminantes gaseosos, la reducción del ruido, el enriquecimiento de la biodiversidad y la protección del suelo.

La condición de vida del hogar está ligada a los precios de los inmuebles. Las familias que viven en condiciones buenas habitan en viviendas más caras (mejores) que aquellos cuyas condiciones de vida son malas. Estos resultados coinciden con la investigación realizada por [Grislain-Letrémy y Katosky \(2014\)](#), los cuales encuentran, así mismo, una relación significativa y negativa entre la variable «condición de pobreza» y los precios de las viviendas, a saber, a mayor «pobreza», menores oportunidades de adquirir viviendas más caras y en mejores condiciones. El estado ecuatoriano debe, entonces, garantizar el «buen vivir» plasmado en la constitución de 2008. Más que el otorgamiento de subsidios al sector inmobiliario, se debe generar un marco jurídico estable, con leyes laborales claras que permitan el desarrollo económico de la población y, de esta forma, la mejora de la calidad de vida en los hogares.

Los estudios hedónicos requieren información cuantiosa del objeto de estudio, la misma que es proporcionada por organismos especializados en su colecta, con datos actualizados y georreferenciados. Dada la poca disponibilidad de datos en la localidad de estudio, queda como tarea la incorporación de información adicional que no se ha incluido en el presente estudio por las limitaciones señaladas. Dicho problema podría generar errores de especificación y sesgo en las estimaciones; sin embargo, el presente trabajo refleja una aproximación real del comportamiento del mercado de alquiler en la ciudad de Machala, y deja el camino abierto a futuras investigaciones sobre el tema, a nivel local y nacional.

En estudios futuros se podría incorporar información de variables ambientales adicionales, como nivel de ruido, grado de contaminación del agua, número de árboles por sector, entre otras. Los gobiernos seccionales, conjuntamente con el gobierno nacional, deberían generar estadísticas ambientales detalladas por ciudad y, de esta manera, permitir la cuantificación correcta del valor económico de aquellos bienes que no poseen mercado, es decir, de los bienes ambientales.

Bibliografía

- Aigner, D., Lovell, C., Schmidt, P., 1977. *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*. *Journal of Econometrics* 6, 21–37.
- Azqueta, D., 1994. *Valoración económica de la calidad ambiental*. McGraw-Hill, Madrid.
- Baranzini, A., Ramirez, J., 2005. *Paying for quietness: The impact of noise on Geneva rents*. *Urban Studies* 42, 633–646.
- Beekmans, J., Beckers, P., Krabben, E., Martens, K., 2014. *A hedonic price analysis of the value of industrial sites*. *Journal of Property Research* 31, 108–130.
- Bengochea, A., 2003. *A hedonic valuation of urban green areas*. *Landscape and Urban Planning* 66, 35–41.
- Bond, M., Seiler, V., Seiler, M., 2002. *Residential real estate prices: A room with a view*. *Journal of Real Estate Research* 23, 129–138.
- Boxall, P., 2005. *The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values: A spatial hedonic analysis*. *Resource and Energy Economics* 27, 248–269.
- Brasington, D., Hite, D., 2005. *Demand for environmental quality: A spatial hedonic analysis*. *Regional Science and Urban Economics* 35, 57–82.

- Carriazo, F., Ready, R., Shortle, J., 2013. Using stochastic frontier models to mitigate omitted variable bias in hedonic pricing models: A case study for air quality in Bogotá, Colombia. *Ecological Economics*, 80–88.
- Cassel, E., Mendelsohn, R., 1985. The choice of functional forms for hedonic price equations: Comment. *Journal of Urban Economics* 18, 135–142.
- Censo de Población y Vivienda (2010). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC [consultado 2 Abr 2015]. Disponible en: <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/censo-de-poblacion-yvivienda/>.
- Chang, J., Kim, D., 2013. Hedonic estimates of rail noise in Seoul. *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 19, 1–4.
- Chatterjee, S., Hadi, A.S., 2006. *Regression Analysis by Example*. John Wiley and Sons, Hoboken.
- Chiarazzo, V., dell'Olio, L., Ibeas, Á., Ottomanelli, M., 2014. Modeling the effects of environmental impacts and accessibility on real estate prices in industrial cities. *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 111, 460–469.
- Choumert, J., Stage, J., Uwera, C., 2014. Access to water as determinant of rental values: A housing hedonic analysis in Rwanda. *Journal of Housing Economics* 26, 48–54.
- Cropper, M.L., Deck, L.B., McConnell, K.E., 1988. On the choice of functional form for hedonic price functions. *Review of Economics and Statistics* 70, 668–675.
- Des Rosiers, F., 2002. Power lines, visual encumbrance and house value: A microspatial approach to impact measurement. *Journal of Real Estate Research* 23, 276–330.
- Donovan, G., Butry, D., 2011. The effect of urban trees on the rental price of single-family homes in Portland, Oregon. *Urban Forestry & Urban Greening* 10, 163–168.
- Encuesta Nacional de Alquileres ENALQUI (2013). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC [consultado 20 Abr 2014]. Disponible en <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/encuesta-nacional-de-alquileres-enalqui>.
- Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo ENEMDU (2012). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC [consultado 12 Abr 2015]. Disponible en [http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Encuestas Ambientales/ Ambientales2012junio/PresentacioJunio%202012.pdf](http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/EncuestasAmbientales2012junio/PresentacioJunio%202012.pdf)
- Epplé, D., 1987. Hedonic prices and implicit markets: Estimating demand and supply functions for differentiated products. *The Journal of Political Economy* 95, 59–80.
- Fink, A., Stratmann, T., 2015. US housing prices and the Fukushima nuclear accident. *Journal of Economic Behavior & Organization* 117, 309–326.
- Freeman, A.M., 1979. The hedonic approach to measuring demand for neighbourhood characteristics. *The Economics of Neighborhood*, 191–217.
- Grislain-Letrémy, C., Katosky, A., 2014. The impact of hazardous industrial facilities on housing prices: A comparison of parametric and semiparametric hedonic price models. *Regional Science and Urban Economics* 49, 93–107.
- Halvorsen, R., Palmquist, R., 1980. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *The American Economic Review* 70, 474–475.
- Índice de Precios al Consumidor (2014). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC [consultado 29 Mar 2015]. Disponible en <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/indice-de-precios-alconsumidor-2014/>
- Índice Verde Urbano (2012). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC [consultado 9 Abr 2015]. Disponible en [http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/webinec/Encuestas Ambientales/Verde Urbano/Presentación Índice%20Verde %20Urbano%20-%202012.pdf](http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/webinec/EncuestasAmbientales/VerdeUrbano/PresentacionIndice%20Verde%20Urbano%20-%202012.pdf)
- Jim, Y.C., Chen, W., 2006. Impacts of urban environmental elements on residential housing prices in Guangzhou (China). *Landscape and Urban Planning* 78, 422–434.
- Labandeira, X., León, C., Vázquez, M., 2007. *Economía Ambiental*. Pearson, Madrid.
- Lang, C., 2015. The dynamics of house price responsiveness and locational sorting: Evidence from air quality changes. *Regional Science and Urban Economics* 52, 71–82.
- Liao, W., Wang, X., 2012. Hedonic house prices and spatial quantile regression. *Journal of Housing Economics* 21, 16–27.
- Número de Compañías (2013). Superintendencia de compañías [consultado 18 Ago 2014]. Disponible en <http://181.198.3.71/portal/cgi-bin/cognos.cgi>.
- Palmquist, R., 2014. Estimating the demand for the characteristics of housing. *The Review of Economics and Statistics* 66, 394–404.
- Panduro, T., Veie, K., 2013. Classification and valuation of urban green spaces---A hedonic house price valuation. *Landscape and Urban Planning* 120, 119–128.
- Rosen, S., 1974. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *The Journal of Political Economy* 82, 34–55.
- Sander, A., 2009. The value of views and open space: Estimates from a hedonic pricing model for Ramsey County, Minnesota, USA. *Land Use Policy* 26, 837–845.
- Sander, H., Haight, R., 2012. Estimating the economic value of cultural ecosystem services in an urbanizing area using hedonic pricing. *Journal of Environmental Management* 113, 194–205.
- Sheppard, S., 1999. Hedonic analysis of housing markets. *Handbook of Regional and Urban Economics* 3, 1595–1635.
- Tyrvalinen, L., Miettinen, A., 2000. Property prices and urban forest amenities. *Journal of Environmental Economics and Management* 39, 205–223.
- Wilhelmsson, M., 2000. The impact of traffic noise on the values of single family houses. *Journal of Environmental Planning and Management* 43, 799–815.
- Zabel, J., Guignat, D., 2012. A hedonic analysis of the impact of LUST sites on house prices. *Resource and Energy Economics* 34, 549–564.
- Zhao Y., Liu X., 2010. Hedonic price study on urban housing: The case of Shijiazhuang city. En: *Management and Service Science (MASS)*, 2010 International Conference. China.