

# UNA APLICACIÓN DEL MODELO DE PRECIOS HEDÓNICOS AL MERCADO DE VIVIENDAS EN LIMA METROPOLITANA

Arlé Quispe Villafuerte\*

*Este trabajo examina los determinantes de los precios de viviendas en Lima Metropolitana, mediante un análisis de regresión hedónica. La pregunta central es si una característica particular de una casa o departamento tiene un efecto en su precio de venta, y si es así, cuán importante es este. Los resultados muestran que el área y el nivel socioeconómico del vecindario están asociados positivamente con el precio de venta, así como el número de habitaciones en relación con el tamaño de la vivienda. El tipo de vivienda, número de baños y la existencia de un cuarto de servicio afectarían también los precios de venta. Sin embargo, es difícil distinguir si estos cambios porcentuales obedecen a factores de valoración (demanda) o de costos (oferta).*

## 1 Introducción

El objetivo de este trabajo es obtener estimaciones del valor de las características de una vivienda en Lima Metropolitana. La técnica particular que utilizaremos es el análisis de precios hedónicos, basándonos en la idea de que la utilidad proporcionada por la vivienda se construye a partir de las diversas características que esta posee. Aunque

---

*Revista de Economía y Derecho*, vol. 9, nro. 36 (primavera de 2012). Copyright © Sociedad de Economía y Derecho UPC. Todos los derechos reservados.

\* Máster en Economía por Birkbeck, University of London. Se desempeña como Analista de Estudios en la Gerencia de Regulación de OSITRAN. Correo electrónico: aquispe@ositran.gob.pe.

existen algunos estudios sobre el mercado de viviendas en Lima, estos no emplean métodos cuantitativos. Así, este vacío en la investigación realizada en dicho mercado constituye la principal motivación para este estudio.

Dado lo anterior, procederemos a establecer un modelo en el que el precio de una vivienda depende de una serie de características estructurales y otras referidas a la zona en la que se ubica. Los coeficientes que encontramos representan el cambio porcentual en el precio dado un cambio unitario en la variable explicativa. Para esta regresión, la técnica de estimación utilizada es mínimos cuadrados ordinarios.

El resto del documento se organiza así: La sección 2 presenta una revisión de la literatura que utiliza modelos de precios hedónicos y, en particular, su uso en la valoración de bienes raíces. La sección 3 presenta el modelo, la hipótesis por probar y las cuestiones teóricas relacionadas con este tema. La evidencia empírica es analizada en la sección 4, donde se describen los datos empleados, se explica el método de estimación utilizado y se discuten los resultados. Finalmente, la sección 5 resume los hallazgos y las conclusiones.

## 2 Revisión de la literatura

### 2.1 Fundamentos teóricos

El análisis hedónico se basa en el nuevo enfoque de la teoría del consumidor propuesto por Lancaster (1966). El supuesto central de su modelo es que un bien *per se* no genera utilidad para los consumidores, sino que esta proviene de las múltiples características o cualidades intrínsecas que el bien posee.

Si bien su modelo capturó particularidades del comportamiento real que habían sido ignoradas por la teoría clásica, el énfasis fue puesto en el comportamiento del consumidor dejando sin resolver las propiedades del equilibrio de mercado. Este vacío fue luego cubierto por Rosen (1974), cuyo trabajo se centró en la interacción entre proveedores y consumidores dentro de un marco de pujas<sup>1</sup> ( $\phi$ ) y ofertas<sup>2</sup> ( $o$ ) por las características.

Rosen propuso que para aquellos bienes descritos por sus  $n$  atributos o características,  $\tilde{z} = (\tilde{z}_1, \tilde{z}_2, \dots, \tilde{z}_n)$ , cada bien tiene un precio de mercado y además se encuentra asociado a un valor fijo del vector  $\tilde{z}$ .

Así, los mercados de estos productos implícitamente revelan una función  $p(z) = p(z_1, \dots, z_n)$  que relaciona precios y características, de modo que el consumidor y el productor basan sus decisiones de consumo y de producción en este precio.

Luego, Rosen definió los precios hedónicos como aquellos precios implícitos de los atributos o características, revelados a los agentes económicos a partir de los precios observados de productos diferenciados y de las cantidades específicas de sus respectivas características. Sin embargo, estos precios hedónicos no son fáciles de estimar, dado que las observaciones  $p(z)$  representan una envolvente conjunta de una familia de funciones de valoración y otra de funciones de oferta, lo que lleva a un problema de identificación. Ver gráfico 1.

Con relación a la interpretación de las ecuaciones de una regresión de precios hedónicos de corte transversal, Lucas (1975) exploró tres posibilidades en el contexto de un mercado competitivo. Por medio de experimentos conceptuales relacionados con la elección del consumidor, la maximización del beneficio y el equilibrio del mercado, llegó a la conclusión de que las funciones de precios hedónicos de “utilidad” y de “costo” no son más que la inversa de las funciones de demanda y de oferta del mercado, respectivamente. Por lo tanto, estas dos interpretaciones de la misma función son compatibles, si los mercados se equilibran.

## 2.2 Investigación empírica basada en el análisis de regresión

Varios estudios han aplicado el enfoque de Rosen al mercado de viviendas. En esta sección se presentan algunos estudios representativos sobre el tema. Sin embargo, para una revisión más amplia de la literatura de precios hedónicos, consulte Malpezzi (2002). Asimismo, Sirmans y otros (2005) proporcionan una revisión de las especificaciones y las características de viviendas mayormente utilizadas en los estudios de precios hedónicos.

Uno de los primeros, y todavía predominante, usos de los modelos hedónicos es para construir índices de precios en los mercados inmobiliarios. Goodman (1978) mide las variaciones de los índices de precio de vivienda dentro de un área metropolitana. En tanto, Malpezzi y otros (1987) extienden el análisis de precios hedónicos a la medición de la depreciación.

Goodman comienza con la hipótesis de que los precios hedónicos deben ser estimados a través de un mercado de vivienda segmentado. Él postula que la hipótesis de que los precios marginales de las características de la vivienda son uniformes en las dimensiones de espacio y tiempo, es restrictiva. Introduce el uso de la transformación Cox-Box y sus resultados revelan diferencias significativas de precios entre submercados. Los argumentos que presenta se refieren al hecho de que el *stock de viviendas* es espacialmente fijo y que los compradores se enfrentan a una restricción de movilidad debido a su lugar de trabajo, ingreso y al alto costo de búsqueda de alojamiento.

Malpezzi y otros resumen estudios que analizan la depreciación económica de viviendas unifamiliares. Con el mismo modelo hedónico y datos representativos de 59 áreas metropolitanas, encuentran que las tasas de depreciación económica varían espacialmente. En efecto, varias áreas metropolitanas mostraron desviaciones significativas de los patrones de depreciación promedio.

Los estudios realizados por Blomquist y Worley (1981), así como por Palmquist (1984), se centraron en la estimación de la demanda por atributos de vivienda y vecindario. Se prestó especial atención al problema de identificación que surge del hecho de que una ecuación hedónica representa el conjunto de puntos de equilibrio entre oferta y demanda.

Blomquist y Worley utilizan un enfoque de precios hedónicos de demanda en dos etapas para estimar funciones de demanda para un vector de características urbanas. En primer lugar, se estima una ecuación de precios hedónicos de vivienda. Luego, utilizando los precios implícitos de las características que fueron generados, se estiman ecuaciones de demanda<sup>3</sup>. Con este método se revelan las valoraciones de los consumidores por estas características, lo cual no necesariamente ocurre utilizando el procedimiento hedónico de un solo paso. De hecho, el enfoque en dos etapas produce estimaciones diferentes de los beneficios derivados de un cambio en la cantidad de una característica o atributo, y tales diferencias son grandes en algunos casos.

Por otro lado, Palmquist estima la demanda por características de vivienda utilizando datos de múltiples mercados. Así, es capaz de identificar la curva de demanda sin imponer supuestos arbitrarios en la estructura del modelo, como se había hecho en estudios previos.

Otra aplicación importante de los modelos hedónicos es el análisis del impacto de las externalidades del vecindario en los precios de las

viviendas. Rodríguez y Sirmans (1994), por ejemplo, encontraron que la vista tiene un impacto sustancial en los valores de las propiedades. Mediante un análisis de regresión múltiple, demostraron que las personas están dispuestas a pagar más por una agradable vista conferida por elementos naturales que rodean el hogar.

Cruces y otros (2008) evalúan la importancia de diversas características del vecindario sobre la calidad de vida. Ellos combinan el método de precios hedónicos con un enfoque de satisfacción de vida para identificar y valorar atributos de viviendas, así como de barrios en Buenos Aires, Argentina. Sus resultados sugieren que factores relacionados con la seguridad local, la limpieza, la paz y la tranquilidad, el mantenimiento de la infraestructura y la disponibilidad de transporte son preponderantes en la determinación de los precios de alquiler dentro de los vecindarios y entre ellos.

Los modelos hedónicos también han sido aplicados para medir la demanda por vivienda en estudios de movilidad residencial. Véase, por ejemplo, Shefer (1986), quien trabaja sobre la idea de que la decisión de cambiar de vivienda depende del grado de satisfacción otorgado por dos bienes, los servicios de la vivienda y las cualidades del vecindario, que en conjunto representan un bien compuesto. A raíz de esto, desarrolló un análisis de regresión múltiple por etapas para estimar el peso de cada atributo que afecta a este grado de satisfacción.

En resumen, una función de precios hedónicos (FPH) es la función de equilibrio del mercado producida por la interacción de las funciones de precios de los compradores y las funciones de precios de los vendedores. Al dejar que la vivienda sea un bien heterogéneo diferenciado en un conjunto de atributos,  $H = (h_1, h_2, \dots, h_k)$ , la FPH establece una relación funcional entre los gastos observados de los hogares en vivienda,  $P(H)$ , y el nivel de las características incluidas en el vector  $H$ . Esta igualdad se puede representar como sigue:

$$P(H) = f(h_1, h_2, \dots, h_k)$$

Por lo tanto, el precio de cualquier atributo  $k$  contenido en  $H$ ,  $P_k$  ( $\equiv \partial P(H) / \partial h_k$ ) puede ser contemplado como el precio implícito de equilibrio de ese atributo. Así, con la debida especificación funcional de la FPH, los coeficientes estimados proporcionarán los precios marginales estimados de las características.

### 3 Cuestiones teóricas

Desde este punto, los términos “vivienda”, “propiedad”, “residencia” y “estructura” se utilizarán indistintamente para designar los lugares destinados para vivir.

Como se señaló, los coeficientes hedónicos reflejan las valoraciones del usuario, así como los costos de los recursos. Esto se explica porque los precios observados se deben conjuntamente a cambios en la demanda por diversos consumidores con preferencias diferentes, y a variaciones en la oferta por productores con diferentes tecnologías. Por ello, el principal reto con las regresiones hedónicas es interpretar lo que miden los coeficientes, es decir, distinguir entre los factores de valoración provenientes de la demanda y los factores de costo provenientes de la oferta. Esta ambigüedad constituye un problema inherente de las regresiones hedónicas, el problema de identificación.

Una manera de interpretar la función solo en términos de, por ejemplo, los costos marginales del productor o las valoraciones marginales del consumidor, es asumir que un lado es homogéneo. Por ejemplo, si los compradores son diferentes, pero la tecnología de producción es la misma para todos los vendedores, entonces habría una función de oferta única en la que la función hedónica describe los precios de las características que la empresa ofrecerá dada la tecnología y la mezcla actual de preferencias. Por lo tanto, lo que aparezca en el mercado será el resultado de las empresas tratando de satisfacer todas las preferencias de los consumidores con una tecnología constante y un nivel dado de beneficios, y la función de precios hedónicos revelará la estructura de la oferta<sup>5</sup>.

En lo que respecta a nuestro estudio, es muy poco probable que exista un consumidor representativo en Lima. Las preferencias por las características de las viviendas, como la ubicación geográfica, los materiales utilizados y el tipo de estructura (casa o departamento), difieren entre los compradores. En efecto, estos atributos son determinados por el segmento de mercado objetivo. Así, la demanda de alto nivel socioeconómico se caracteriza por elementos tecnológicos y estéticos, requeridos por los compradores, lo que genera productos más diferenciados. Por otro lado, la demanda de aquellos con ingresos medios o bajos es menos sensible a estos atributos, ya que tienen otras prioridades<sup>6</sup>.

Por lo tanto, asumiendo que la oferta de viviendas es en cierta medida uniforme, nuestros coeficientes hedónicos medirían los factores de oferta referidos a los costos. Por ejemplo, si el precio de una casa es 1.000 dólares mayor que otra con las mismas características, excepto que no tiene garaje, entonces podríamos interpretar esto como que el costo de construcción de dicha característica es de aproximadamente 1.000 dólares.

Además del problema de identificación, existen otros dos temas comunes para preocuparse: la dependencia espacial y la heterogeneidad espacial. Can (1992) se refiere a ellos como los efectos espaciales, los cuales representan el impacto de los precios de las residencias adyacentes en el precio de una vivienda. Estos, por lo general, se encuentran presentes en regresiones de corte transversal debido a dos razones principales. La primera es de carácter sustantivo y se relaciona con la dinámica subyacente relacionada al proceso. La segunda, por otra parte, se asocia a la mala especificación, debido típicamente a variables omitidas, especificación funcional incorrecta y errores de medición<sup>7</sup>.

McMillen (2003) señaló que la autocorrelación (dependencia espacial) se produce a menudo por la segunda razón mencionada. Es decir, variables explicativas omitidas que se correlacionan en el espacio y efectos espaciales mal especificados darán lugar a residuos espacialmente correlacionados, incluso si los errores verdaderos del modelo son independientes.

Las consecuencias de los efectos espaciales son que los supuestos convencionales sobre el error, es decir, términos de error independientemente e idénticamente distribuidos serán violados. Asimismo, en la presencia de heterocedasticidad (heterogeneidad espacial), si bien el estimador MCO seguirá siendo insesgado, las pruebas de significancia ya no serán fiables debido a la naturaleza heterocedástica de la varianza del error. Con respecto a la especificación funcional, no existe una base teórica contundente para escoger la forma funcional correcta de una regresión hedónica. Sin embargo, la más recomendada en la literatura hedónica es la forma semilogarítmica. Según Selim (2008), esta forma funcional es la preferida debido a que se ajusta a los datos muy bien y porque los estimados de los coeficientes generados a partir del modelo pueden ser interpretados como la proporción del precio de un bien que es directamente atribuible a las características respectivas de ese bien.

Por lo expuesto, en este modelo se utiliza la forma semilogarítmica. Específicamente, el logaritmo natural del precio de la vivienda es la variable dependiente, tal como se muestra a continuación:

$$\ln P = \beta X + \mu$$

donde P es un vector de los precios de venta de las viviendas,  $\beta$  es la matriz de coeficientes, X es el conjunto de variables independientes y  $\mu$  es el vector de términos de error aleatorios, el cual se asume tiene media cero, varianza constante y covarianza nula.

Esta especificación hedónica no es ni una relación de demanda ni una de oferta, por lo que debe excluir características de compradores y vendedores. En su lugar, el vector X está compuesto por dos clases principales de características. El primer grupo incluye las características de la estructura residencial propiamente, como el área y el número de habitaciones. El segundo grupo incluye atributos relacionados con la ubicación geográfica de la vivienda, como el nivel socioeconómico y la estética del vecindario.

Con este modelo, la hipótesis que queremos probar es si una característica particular de la vivienda no tiene ningún efecto sobre su precio, es decir,  $H_0: \beta = 0$ . En particular, las preguntas que queremos abordar son: ¿tiene una característica particular (ejemplo, el área) algún efecto sobre el precio? y, de ser así, ¿cuán importante es esta contribución sobre el precio de la vivienda?

Antes de proceder a la estimación, debemos señalar que es posible que la especificación de nuestro modelo no sea la correcta. Por ejemplo, no cuenta con cierta información deseable sobre la ubicación, como la distancia hasta el centro financiero o el acceso a centros comerciales, escuelas y otros servicios importantes. En consecuencia, podríamos no estar considerando todas las influencias de la ubicación sobre los precios de venta. Si eso es así, y si esta información (que sería capturada por el término de error) está correlacionada con alguna de nuestras variables explicativas, entonces el coeficiente estimado de la variable afectada podría estar sesgado.

Del mismo modo, la calidad de la construcción puede introducir otro sesgo en las estimaciones hedónicas. Sería de esperar que las residencias en los barrios de nivel socioeconómico alto fueran construidas con acabados de mayor calidad que las construidas en las zonas de ingresos medios-bajos. Si este es el caso, entonces habría una variable

omitida que estaría correlacionada con una de nuestras características incluidas.

Es imposible saber en qué dirección está el sesgo neto de nuestros resultados. Ninguno de los estudios de precios hedónicos de viviendas es lo suficientemente definitivo para sacar conclusiones robustas.

## 4 Aplicación empírica

### 4.4 Datos

Existen varias características de las viviendas que podrían ser incluidas en el modelo. Si bien la teoría no sirve mucho de guía, Sirmans y otros (2005) ofrecen una revisión de estudios recientes que han utilizado modelos hedónicos para estimar los precios de viviendas. Los hallazgos indican que las características que con mayor frecuencia se incluyen en estos modelos son el tamaño del terreno, el área construida, la antigüedad, el número de pisos, el número de baños, el número de habitaciones, el número de dormitorios, y la presencia de chimenea, aire acondicionado central, sótano, garaje, terraza y piscina.

Con esta directriz, se seleccionaron 17 variables (incluido el precio) que consideramos relevantes para Lima Metropolitana<sup>8</sup>. Los datos se obtuvieron de cuatro páginas web de venta de inmuebles: Masterhouse ([www.masterhouse.com](http://www.masterhouse.com)), Alfredo Graf y Asociados ([www.alfredograf.com](http://www.alfredograf.com)), MAK Inmobiliaria ([www.mak.com.pe](http://www.mak.com.pe)) y Vía Inmuebles-BCP ([www.viabcp.com/viainmuebles](http://www.viabcp.com/viainmuebles)).

Hemos elegido estas empresas debido a que proporcionan información objetiva y fiable sobre las características de las viviendas que se ofrecen vía internet. Además, Vía Inmuebles BCP recopila en su sitio web los anuncios de varias compañías de bienes raíces<sup>9</sup>. Cabe señalar, sin embargo, que no se incluyen las viviendas ubicadas en zonas pobres, las cuales suelen ser ofrecidas en los periódicos directamente por sus propietarios.

El conjunto de datos contiene los precios y las características de 188 casas y 146 departamentos, para un total de 334 viviendas ofrecidas durante enero de 2009. Se incluye el precio publicado (en dólares estadounidenses) como la variable explicada, y 17 variables independientes entre las cuales hay: 1) variables continuas, como el tamaño del terreno y el área construida (ambas en metros cuadrados); 2) variables

discretas, como el piso en el que se encuentra el departamento, el número de pisos que tiene la casa, el número de dormitorios, número de baños<sup>10</sup> y espacios de estacionamiento; y 3) variables *dummy*, que identifican el nivel socioeconómico de la comunidad y si la vivienda cuenta con terraza, cuarto de servicio, lavandería, jardín, parrilla de ladrillo, piscina y *jacuzzi*.

Vale la pena mencionar que la variable “nivel socioeconómico”<sup>11</sup> no fue proporcionada directamente por los sitios web. Esta se obtuvo comparando dos datos: la ubicación de cada vivienda y un mapa de Lima que representa la distribución espacial de los hogares que corresponden a cada nivel socioeconómico, el cual fue obtenido de Apoyo Opinión y Mercado (2004); de acuerdo a este mapa, los niveles socioeconómicos medio y alto se concentran principalmente en Lima moderna<sup>12</sup>.

La mayoría de las variables se explican por sí mismas. Sin embargo, debemos señalar que probablemente los datos presentan un problema de error de medición, dado que solo observamos los precios de venta y no los precios de cierre. Este problema nos daría estimadores sesgados, aunque no podemos decir *a priori* si el sesgo es en el intercepto o en el coeficiente de una característica particular. Esto dependerá de la naturaleza de la diferencia; si esta es fija, entonces aplica lo primero; pero si la diferencia entre los precios del contrato y los precios solicitados por el vendedor se encuentra en función de una característica particular, esta variable estará correlacionada con el término de error y, por lo tanto, el sesgo se hallará en su coeficiente.

La tabla 1 contiene los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el modelo. El precio promedio publicado es de aproximadamente 172.757 dólares para toda la muestra. Sin embargo, vemos que el precio de las casas, en promedio, es casi tres veces mayor que el precio de los departamentos. Este contraste puede explicarse por la diferencia en el tamaño del terreno y la superficie construida, ya que las casas tienen en promedio 299,71 y 291,53 metros cuadrados, respectivamente; mientras que los departamentos tienen 116,66 y 110,13 metros cuadrados, en el mismo orden.

Es de esperarse que el número de habitaciones tenga un efecto positivo en el precio. Del mismo modo, se espera que el número de baños, el tamaño del terreno, el área construida y el número de estacionamientos tengan una relación positiva (ver gráficos del 11 al 15). Asimismo, los compradores esperarían pagar más por instalaciones costosas, como un *jacuzzi*, una piscina, una parrilla de ladrillo y una

terrazza, aunque estas comodidades serían probablemente más valoradas por compradores de ingresos altos.

Del mismo modo, es razonable pensar que una vivienda con instalaciones como lavandería y cuarto de servicio tenga un valor más alto, y que vivir en un barrio de un nivel socioeconómico alto también sea valorado positivamente por los hogares.

Del gráfico 3 al 18, que muestran la relación entre el logaritmo natural del precio y las variables independientes, podemos tratar de identificar un problema de heterocedasticidad. Por ejemplo, si observamos el gráfico 15, podemos detectar que la variación en el precio respecto de la tendencia disminuye con el número de estacionamientos. Lo mismo parece ocurrir con el número de baños; sin embargo, las diferencias en la varianza no parecen ser tan grandes.

Finalmente, con respecto a la forma funcional, casi todas las variables explicativas parecen tener una relación lineal con la variable independiente *Logprice*, excepto el tamaño del terreno que parece tener una relación logarítmica. Ver gráfico 13.

## 4.2 Modelo estadístico

Para determinar la relación de una característica particular de la vivienda con el precio de venta, se emplea el método de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), toda vez que este método se ajusta muy bien a la especificación log-lineal. Según Malpezzi (2002), este método es recomendable debido a las siguientes ventajas:

1) El modelo semilogarítmico permite variaciones en el valor monetario de una característica particular, de manera que el precio de un componente depende en parte de otras características de la vivienda. Por ejemplo, con el modelo lineal, el valor agregado de un tercer baño en una residencia de un dormitorio es el mismo que se suma a una con cuatro dormitorios, lo que parece poco probable. El modelo semilogarítmico permite que el valor añadido varíe proporcionalmente con el tamaño y la calidad de la vivienda.

2) Los coeficientes de un modelo semilogarítmico tienen una interpretación sencilla y atractiva. El coeficiente puede ser interpretado como el porcentaje de cambio aproximado en el alquiler o valor, dado un cambio unitario en la variable independiente. Por ejemplo, si el coeficiente de una variable que representa el número de estacionamientos es 0,12, entonces un estacionamiento adicional incrementaría

el valor de la vivienda en 12 por ciento. Sin embargo, en el caso de las variables *dummy*, la interpretación es ligeramente diferente. Según Halvorsen y Palmquist (1980), una mejor aproximación de la variación porcentual está dada por  $e^{\beta}-1$ , donde  $\beta$  es el coeficiente estimado y  $e$  es la base de los logaritmos naturales.

3) En la mayoría de los casos, la forma semilogarítmica mitiga el problema estadístico común de heterocedasticidad.

Dadas las consideraciones señaladas, nuestro modelo puede ser escrito como:

$$\ln P(x) = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \mu$$

Donde  $P(x)$  es el vector de precios,  $x_i = 1, 2, \dots, k$  son las características de las viviendas,  $\beta_0$  y  $\beta_i$  son los parámetros a ser estimados y  $\mu$  es el término de error, el cual se asume que tiene las propiedades anteriormente mencionadas. Esos supuestos son necesarios para obtener los estimados mediante MCO.

La homocedasticidad hasta cierto punto está justificada, ya que estamos utilizando una especificación semilogarítmica. Por otra parte, como se ha mencionado, es posible que el precio de una estructura residencial dada se relacione con el precio de hogares cercanos y esto conduciría a la dependencia espacial en el proceso de determinación de los precios de las viviendas.

Por ello, hemos evaluado nuestra muestra para detectar correlación espacial dentro de los vecindarios mediante el uso de un  $t$ -estadístico para cada distrito. Así, encontramos que en el intervalo de confianza del 95 por ciento, el precio de una vivienda ubicada en cualquiera de los distritos de Bellavista, Callao o Carabayllo se ve negativamente afectado por las residencias adyacentes. De igual modo, se encontró dependencia espacial en los distritos de Barranco, Miraflores y San Isidro, aunque la relación en estos casos es positiva. Para mayor detalle, ver tabla 2.

Finalmente, en la especificación semilogarítmica de la ecuación anterior, la variable dependiente es una transformación de la variable original, pero la regresión es todavía lineal en los parámetros<sup>13</sup>. Por lo tanto, para el  $\ln P(x)$  MCO sigue siendo el mejor estimador lineal insesgado y los coeficientes  $\beta_i$  representan el precio implícito marginal de cada atributo y nos permiten calcular el cambio porcentual en el precio, debido a un cambio unitario en la variable dada.

Esta forma funcional parece ser la mejor elección, ya que puede dar cuenta de los efectos marginales interdependientes sobre el precio y la relación entre las características de la vivienda, mientras que al mismo tiempo se reduce la heterocedasticidad. Sin embargo, se realizará el test de White para estar seguros de que nuestra especificación no presenta este problema estadístico. Si estuviera presente, corregiremos los errores estándares mediante el uso de un estimador de la matriz de covarianza consistente con la heterocedasticidad, para así hacer una evaluación más realista de los niveles de significancia.

### 4.3 Resultados

Para nuestro análisis, primero debemos estimar un modelo que explique el logaritmo del precio de venta a partir del logaritmo del tamaño del terreno, el número de dormitorios, baños y estacionamientos, así como la presencia de un cuarto de servicio, para la muestra completa. A continuación, aplicamos el test de White (términos cruzados) para detectar un problema de heterocedasticidad. El valor  $nR^2$  de 125,8943 es mayor que el valor crítico  $\chi^2$  al 5 por ciento de 30,1435, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula de no heterocedasticidad. La forma de la heterocedasticidad es desconocida; por lo tanto, utilizamos el procedimiento de estimación de matriz de varianzas y covarianzas consistente de White para corregir la forma desconocida.

Los resultados obtenidos de la regresión MCO (utilizando el estimador consistente de White) se muestran en la tabla 3. Estos resultados indican un  $R^2$  razonablemente alto de 0,75 y niveles de significancia relativamente altos para casi todos los estimados, excepto *Rooms*. El estimado para la variable *dummy* cuarto de servicio indica que, *ceteris paribus*, una vivienda que tiene un cuarto de servicio se vendería a un precio casi 24 por ciento<sup>14</sup> superior que una estructura sin esta habitación. De manera similar, un terreno 10 por ciento más grande eleva el precio de venta esperado en un 8 por ciento, mientras que un cuarto de baño adicional incrementa el precio en aproximadamente un 9 por ciento, y un estacionamiento lo elevaría en casi un 10 por ciento.

Para evaluar la forma funcional de esta especificación, utilizamos la prueba Reset de Ramsey. Al incluir el término cuadrático, la regresión auxiliar produce un t-estadístico de -2,798457 (Pr = 0,0054), y al incluir los términos cuadráticos y cúbicos, obtenemos un F-estadístico de 12,97385 (Pr = 0,000004).

Ambas pruebas indican un problema de mala especificación. Por lo tanto, debemos incluir variables adicionales en nuestro modelo, ya que los precios podrían también verse afectados por características como el área construida<sup>15</sup> o el nivel socioeconómico del vecindario. Para ello, incluimos todas las variables disponibles en la regresión y aplicamos el test de White (sin términos cruzados). Dado que la prueba nuevamente sugiere la presencia de heterocedasticidad, corregimos nuestra estimación con el método de White. Los resultados de esta nueva especificación se presentan en la tabla 4.

Si bien el  $R^2$  se incrementa a 0,85, no todos los  $t$ -estadísticos individuales son mayores a 2. Sin embargo, esta especificación extendida parece explicar mejor los precios de las viviendas que la anterior. Por ejemplo, esta sugiere que no es el número de dormitorios en sí lo que afecta el precio de la vivienda, sino su tamaño promedio<sup>16</sup>. Por otra parte, mirando las estimaciones puntuales, *ceteris paribus*, el efecto de un terreno 10 por ciento más grande se estima que es solo del 6 por ciento. Del mismo modo, el impacto estimado de las otras variables se reduce en comparación con los estimados de la tabla 3.

En cuanto a la característica del vecindario, se espera que una vivienda ubicada en una zona de un nivel socioeconómico alto se venda a un precio casi 34 por ciento<sup>17</sup> superior a una situada en una zona de nivel socioeconómico medio, mientras que los hogares ubicados en zonas de bajo nivel socioeconómico se venderían a precios 38 por ciento (NSE C) y 44 por ciento (NSE D) inferiores.

Al igual que antes, probamos la forma funcional de la especificación mediante la realización de dos pruebas Reset adicionales. Con un valor  $t$  de -2,388383 para los términos cuadráticos y un F estadístico de 10,46499 para los términos al cuadrado y al cubo, existe nuevamente evidencia de una mala especificación de la forma funcional. Sin embargo, una inspección de los valores reales y ajustados de la variable dependiente, junto con los residuos que se muestran en el gráfico 18, sugeriría que este modelo explica bastante bien el precio de una vivienda, con excepción de algunos valores atípicos. Por lo tanto, estamos interesados en correr regresiones separadas para casas y departamentos, para así determinar si existen diferencias significativas entre ellas y mejorar la especificación.

Una función independiente de precios hedónicos fue estimada para la muestra de departamentos. El método de estimación también fue MCO, con errores estándares consistentes con heterocedasticidad

de White, ya que hay un problema de heterocedasticidad en el modelo según el test de White<sup>18</sup>. Del mismo modo, una función separada de precios hedónicos fue estimada para la muestra de casas, utilizando el estimador MCO corregido también por el método de White. Las tablas 5 y 6 presentan los resultados de estas regresiones con las variables explicativas significativas.

Según estos resultados, se puede afirmar que un terreno más grande es más valorado en una casa que en un departamento, es decir, *ceteris paribus*, un área de terreno 10 por ciento mayor aumenta el precio de venta esperado de una casa en 73 por ciento, mientras que solo eleva el precio de un departamento en 45 por ciento. Luego, aun cuando el tamaño promedio del dormitorio tiene un efecto bajo en el precio en ambos casos en comparación con las otras características; su signo positivo revela que dado un área fija construida, añadir un dormitorio más disminuye el precio de venta esperado de cualquier tipo de vivienda. Esto se puede deber a que un dormitorio adicional implica que todos ellos serán más pequeños, sobre todo en el caso de los departamentos.

Una característica importante es la del vecindario. Como era de esperar, los signos son iguales en ambas muestras y en la misma dirección que en el modelo anterior. Sin embargo, el efecto sobre el precio de una vivienda ubicada en una zona de nivel socioeconómico D en comparación con otra exactamente de las mismas características de estructura, pero situada en una zona de nivel socioeconómico B es mayor en los departamentos (-0,7585) que en las casas (-0,5098).

Se han incluido dos nuevas variables en estas regresiones, las cuales fueron omitidas en los modelos anteriores porque cada una es una característica exclusiva de cada muestra. Floor se refiere a la planta del edificio donde se encuentra el departamento y su coeficiente positivo muestra que la vivienda tiene un precio de venta mayor que una idéntica en el mismo edificio si esta se halla en un piso superior. Esto puede ser debido a la posibilidad de tener una mejor vista en la parte superior de un edificio que en la planta baja. Sin embargo, solo representa aproximadamente el 4 por ciento en la variación esperada de precio y, por lo tanto, es mucho más débil que la del área del departamento o el nivel socioeconómico de su ubicación. Esto podría explicarse por la inexistencia de ascensores en edificios con menos de cinco pisos, una característica que no se recogió en los datos.

La otra variable no incluida anteriormente es Floors, que se refiere al número de pisos en una casa. También tiene un coeficiente positivo, lo que significa que *ceteris paribus* se esperaría vender una casa de dos plantas a un precio casi 12 por ciento más alto que una casa de una sola planta. Esto podría ser visto como una influencia desde el lado de la oferta, ya que el costo de la construcción aumenta cuando la estructura tiene más de un piso.

En cuanto a las instalaciones, las muestras difieren entre sí. Según estos resultados, un estacionamiento adicional tendría un aumento de casi 24 por ciento en el precio de un departamento. Además, la existencia de un cuarto de servicio aumentaría su precio en un 12 por ciento<sup>19</sup>, mientras que la existencia de una piscina lo elevaría en casi 48 por ciento<sup>20</sup>. Ninguna de estas instalaciones parece afectar el precio de venta de las casas, excepto la existencia de un área de lavandería, aunque esta parece tener un efecto negativo, lo cual se opone a lo esperado.

Una posible explicación de estos resultados es que una piscina en una casa implica un costo de mantenimiento, que tiene que ser asumido por el propietario durante todo el año y esto puede contrarrestar sus beneficios durante el verano, que es cuando más se utiliza. En contraste, la piscina para los departamentos es generalmente una instalación de área común para todo el edificio, por lo que su costo de mantenimiento es compartido por todos los miembros del edificio.

En cuanto al cuarto de servicio, esta instalación podría tener una asociación positiva con el precio de venta de un departamento, y no con el de una casa porque el primero tiene una distribución establecida de la estructura que difícilmente puede ser modificada, mientras que el segundo suele ser más flexible para reorganizar las áreas, por lo que en caso de no contar con esta instalación no sería difícil convertir otra área de la casa, por ejemplo, un depósito en un cuarto de servicio.

Finalmente, el número de cuartos de baño tiene un efecto positivo sobre el precio de venta en ambas muestras. Sin embargo, debido al hecho de que, en promedio, las casas tienen más baños que los departamentos, su contribución marginal es decreciente, por lo que la variable que se encontró significativa en un intervalo de confianza de 90 por ciento para la muestra de casas es  $Bath^{(1/2)}$ .

Una vez más, se aplicó el Reset test para evaluar la especificación del modelo en ambas regresiones. Según esta prueba, para la muestra de departamentos el modelo parece estar bien especificado, ya que

tiene un valor  $t$  de -1,579152 para los términos cuadráticos y un F-estadístico de 3,337904 para los términos al cuadrado y al cubo. Por el contrario, en la muestra de casas no está claro si hay un problema de especificación o no, ya que tiene un valor  $t$  de -0,254261 para los valores ajustados al cuadrado pero un F-estadístico de 13,30966 por los términos al cuadrado y al cubo.

Después de todos los esfuerzos, no es de extrañar que nuestros resultados no descarten por completo el problema de mala especificación. Encontrar la especificación correcta de la función hedónica para viviendas requiere que se identifique tanto la lista correcta de las variables independientes como la forma funcional verdadera. En teoría, todas las características de la vivienda relevantes para la determinación del precio deberían ser incluidas, pero en la práctica esto no se puede hacer debido a la disponibilidad de datos<sup>21</sup>.

Además de esta limitación de datos, un gran número de nuestras variables *dummy* como piscina, jardín, terraza, entre otras, miden atributos o características similares, ya que todas estas son parte de las comodidades del hogar. Por lo tanto, es probable que nuestro modelo tenga un cierto grado de multicolinealidad. Esto podría explicar la baja significancia y, en algunos casos, signos inversos de estas variables, obtenidos a partir de una regresión para cada muestra, incluyendo todas las características de la vivienda disponibles.

La tabla 7 muestra los resultados de estas estimaciones. Como podemos ver, la mayoría de las variables relacionadas con las comodidades del hogar son poco significativas y, en algunos casos, sus coeficientes muestran una relación negativa con el precio. Sin embargo, si todos los servicios, con excepción de la variable GRDN, son excluidos de la regresión de departamentos, entonces, su coeficiente es positivo (y con baja significancia). Estos resultados contraintuitivos también pueden ser atribuidos al hecho de que las relaciones observadas entre los precios y características representan los factores de oferta y demanda simultáneamente.

## 5 Conclusiones

En este estudio se analizan los determinantes de los precios de las viviendas en Lima Metropolitana, incluidos casas y departamentos. Para ello, empleamos el análisis de regresión hedónica, ya que la

vivienda residencial es un tipo de bien particular cuya utilidad se construye a partir de las diversas características que posee. Además, se obtuvieron estimados MCO para los parámetros de una función de precio hedónico con forma semilogarítmica.

Nuestra primera aproximación incluye variables que *a priori* se esperaba podrían explicar las variaciones en los precios de venta de viviendas en toda la muestra. A partir de este modelo preliminar, parece que el tamaño del terreno y el nivel socioeconómico de la zona son las variables más importantes que afectan a los precios de vivienda. El número de dormitorios también afectaría a los precios, pero solo con respecto al tamaño de la vivienda. Para una residencia de determinado tamaño se esperaba que un dormitorio adicional eleve el precio de venta, siempre y cuando la vivienda posea el tamaño suficiente para acomodar la división en más habitaciones.

Los resultados también sugieren que características como el tipo de vivienda, el número de baños y la existencia de un cuarto de servicio también afectan los precios de venta. Si la unidad es un departamento, el precio disminuye un 25 por ciento aproximadamente, mientras que si tiene un cuarto de servicio o baños adicionales, el efecto sobre los precios es positivo en un 13 y 7 por ciento, respectivamente. Es difícil afirmar, sin embargo, si estos cambios porcentuales obedecen a factores de valoración por parte de la demanda o a factores de costo inherentes a la oferta.

Además, dos subcategorías del mercado de viviendas en Lima (casas y departamentos) fueron estudiadas, para determinar si existen diferencias significativas entre ellas. Los resultados de estos modelos hedónicos revelan que el tamaño del terreno, el tamaño promedio de los dormitorios y el nivel socioeconómico siguen siendo significativos en ambas regresiones. Aunque el baño también es significativo en ambas estimaciones, en el caso de las casas parece tener un efecto marginal decreciente.

Contrariamente a lo que se esperaba, un espacio en el estacionamiento parece afectar solo el precio de los departamentos, con un aumento de casi 24 por ciento. Por su parte, el precio de las casas parece incrementarse también por el número de pisos que posee.

En cuanto a las instalaciones, como piscina, jardín, terraza, *jacuzzi*, área de lavandería y de servicio, nuestros resultados sugieren que, dado que son atributos o características muy similares, es muy probable que estén correlacionados de alguna manera. Esto podría explicar la insig-

nificancia y, en algunos casos, los signos inversos de sus parámetros. A su vez, estos resultados contraintuitivos pueden ser consecuencia del hecho de que la relación entre el precio y las características representan factores de la oferta y la demanda simultáneamente.

## NOTAS

- 1 El precio puja es definido como la cantidad máxima de dinero que el consumidor está dispuesto a pagar por el bien para un nivel de felicidad o utilidad dado. Ver ROSEN 1974: 38.
- 2 La función de oferta se define como aquella que determina el precio máximo que el productor debería aceptar para vender el bien con determinada ganancia. Ver ROSEN 1974: 42.
- 3 Las demandas son estimadas para cada característica mediante la regresión de la cantidad de cada rasgo con respecto a su respectivo precio implícito, los precios de otros rasgos, las variables de ingresos y preferencias, tratando el precio como un factor exógeno. Ver BLOMQUIST y WORLEY 1981: 220.
- 4 Ver CAN (1992).
- 5 Ver International Labour Organization y otros 2004: 533.
- 6 Ver Departamento de Estudios Económicos 2002: 5.
- 7 Ver CAN 1992: 460.
- 8 Los datos corresponden a 30 distritos de Lima Metropolitana, excluidas las playas y siete distritos de los cuales no se dispone de información por encontrarse en las zonas más marginales de Lima y no ser atendidos por las compañías inmobiliarias. Ver gráfico 2.
- 9 Se ha verificado que cada anuncio tomado de este sitio web no repite ninguno de los anuncios tomados de las otras tres compañías.
- 10 Tanto baños completos como los de visita.
- 11 Para la Asociación Peruana de Empresas de Investigación de Mercados (APEIM), existen cinco categorías: A (alto/medio alto), B (medio), C (bajo superior), D (bajo inferior) y E (marginal).
- 12 Lima moderna está formada por 12 distritos: Barranco, Jesús María, Lince, Magdalena del Mar, Miraflores, Pueblo Libre, San Isidro, San Miguel, Surquillo, La Molina, San Borja y Santiago de Surco.
- 13 Sin embargo, podríamos transformar la variable Lot en su forma logarítmica, en vista de que sería más pertinente evaluar el efecto marginal sobre el precio de un incremento de 1 por ciento en el tamaño del terreno en lugar de un aumento de 1 metro cuadrado.

- 14 Usando la metodología de Halvorsen y Palmquist (1980),  $\exp(0,2120)-1 = 0,2362$ .
- 15 En muchos casos, la variable Constr difiere de Lot. Esto ocurre especialmente en la muestra de casas, debido a que, en general, las casas tienen más de una planta, o en algunos casos poseen un área no construida, reservada para el jardín o una piscina.
- 16 El tamaño promedio de un dormitorio es medido utilizando una variable Proxy (Constr/Rooms).
- 17 Utilizando la metodología de Halvorsen y Palmquist (1980),  $\exp(0,2895)-1 = 0,3358$ .
- 18  $nR^2$  igual a 27,5361 *versus* el valor crítico  $\chi^2$  al 5 por ciento de 24,9958.
- 19 A un intervalo de confianza de 90 por ciento.
- 20 A un intervalo de confianza de 90 por ciento.
- 21 Por ejemplo, no todas las observaciones de nuestra muestra incluyen el año de construcción. Si hubiéramos incluido esta como otra variable, habríamos perdido grados de libertad en nuestra estimación. Por ello, se prefirió omitirla.

## BIBLIOGRAFÍA

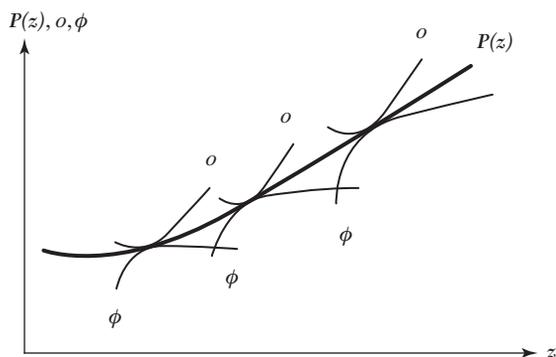
- ANSELIN, L. (1990). "Some Robust Approaches to Testing and Estimation in Spatial Econometrics", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 20, nro. 2, pp. 141-163.
- Apoyo Opinión y Mercado (2004). "Perfiles zonales de Lima Metropolitana 2004".
- BLOMQUIST, G. y WORLEY, L. (1981). "Hedonic Prices, Demands for Urban Housing Amenities, and Benefit Estimates". *Journal of Urban Economics*, vol. 9, nro. 2, pp. 212-221.
- BRUNAUER, W. y otros (2008). "Additive Hedonic Regression Models with Spatial Scaling Factors: An Application for Rents in Vienna". *Working Papers*, Faculty of Economics and Statistics, University of Innsbruck, nro. 2008-17.
- BUTLER, R. V. (1982). "The Specification of Hedonic Indexes for Urban Housing". *Land Economics*, vol. 58, nro. 1, pp. 96-108.
- CAN, A. (1992). "Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models". *Regional Science and Urban Economics*, vol. 22, nro. 3, pp. 453-474.
- CHESHIRE, P. y SHEPPARD, S. (1998). "Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 60, nro. 3, pp. 357-382.
- CRUCES, G. y otros (2008). "Quality of Life in Buenos Aires Neighborhoods: Hedonic Price Regressions and the Life Satisfaction Approach". *RES*

- Working Papers*, Inter-American Development Bank, Research Department, nro. 3260.
- Departamento de Estudios Económicos (2002). “El negocio inmobiliario: viviendas”. *Reporte Sectorial*. Banco Wiese Sudameris, pp. 1-31.
- FRANKLIN, J. P. y WADDELL, P. (2003). “A Hedonic Regression of Home Prices in King County, Washington, Using Activity-Specific Accessibility Measures”. Paper presentado en Transportation Research Board 82<sup>nd</sup> Annual Meeting, Washington D.C.
- GOODMAN, A. C. (1978). “Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets”. *Journal of Urban Economics*, vol. 5, nro. 4, pp. 471-484.
- GUNTERMANN, K. L. y NORRBIN, S. (1987). “Explaining the Variability of Apartment Rents”. *Real Estate Economics*, American Real Estate and Urban Economics Association, vol. 15, nro. 4, pp. 321-340.
- HALVORSEN, R. (1981). “Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations”. *Journal of Urban Economics*, vol. 10, nro. 1, pp. 37-49.
- HALVORSEN, R. y PALMQUIST, R. (1980). “The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations”. *The American Economic Review*, vol. 70, nro. 3, pp. 474-475.
- HIDANO, N. (2002). “The Economic Valuation of the Environment and Public Policy: A Hedonic Approach”. *New Horizons in Environmental Economics*, Series Editors, Wallace E. Oates y Henk Folmer.
- International Labour Organization y otros (2004). “Quality Change and Hedonics”. Capítulo 21 en *Producer Price Index Manual: Theory and Practice*, pp. 525-552.
- LANCASTER, K. J. (1966). “A New Approach to Consumer Theory”. *The Journal of Political Economy*, vol. 74, nro. 2, pp. 132-157.
- LUCAS, R. E. B. (1975). “Hedonic Price Functions”. *Economic Inquiry*, vol. 13, nro. 2, pp. 157-178.
- MCMILLEN, D. P. (2003). “Spatial Autocorrelation or Model Misspecification?”. *International Regional Science Review*, vol. 26, nro. 2, pp. 208-217.
- MALPEZZI, S. (2002). “Hedonic Pricing Models: A Selective and Applied Review”. The Center for Urban Land Economics Research, University of Wisconsin, nro. 02-05.
- MALPEZZI, S. y otros (1987). “Microeconomic Estimates of Housing Depreciation”. *Land Economics*, vol. 63, nro. 4, pp. 372-385.
- MEESE, R. y WALLACE, N. (2006). “Dwelling Price Dynamics in Paris, France”. *Working Paper Series*, Berkeley Program on Housing and Urban Policy, nro. 1004.
- PALMQUIST, R. B. (1984). “Estimating the Demand for the Characteristics

- of Housing”. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 66, nro. 3, pp. 394-404.
- RADCLIFFE, G. E. Jr. (1984). “A Theoretical Basis for Hedonic Regression: A Research Primer”. *Real Estate Economics*, American Real Estate and Urban Economics Association, vol. 12, nro. 1, pp. 72-85.
- RODRIGUEZ, M. y SIRMANS C. F. (1994). “Quantifying the Value of a View in Single-Family Housing Markets”. *Appraisal Journal*, vol. 62, nro. 4, pp. 600-603.
- ROSEN, S. (1974). “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”. *The Journal of Political Economy*, vol. 82, nro. 1, pp. 34-55.
- SELIM, S. (2008). “Determinants of House Prices in Turkey: A Hedonic Regression Model”. *Dogus Üniversitesi Dergisi*, vol. 9, nro. 1, pp. 65-76.
- SHEFER, D. (1986). “Utility Changes in Housing and Neighborhood Services for Households Moving into and Out of Distressed Neighborhoods”. *Journal of Urban Economics*, vol. 19, pp. 107-124.
- SHEPPARD, S. (1999). “Hedonic Analysis of Housing Markets”. Capítulo 41 en *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 3, pp. 1595-1635.
- Sirmans, G. S. y otros (2005). “The Composition of Hedonic Pricing Models”. *Journal of Real Estate Literature*, vol. 13, nro. 1, pp. 3-43
- STUMPF, M. A. y TORRES, C. (1997). “Estimación de modelos de precios hedónicos para alquileres residenciales”. *Cuadernos de Economía*, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, vol. 34, nro. 101, pp. 71-86.
- THWAITES, G. (2003). “The Measurement of House Prices”. *Bank of England Quarterly Bulletin*, primavera, pp. 38-46.
- WITTE, A. D. y otros (1979). “An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen’s Theory of Implicit Markets”. *Econometrica*, vol. 47, nro. 5, pp. 1151-1173.

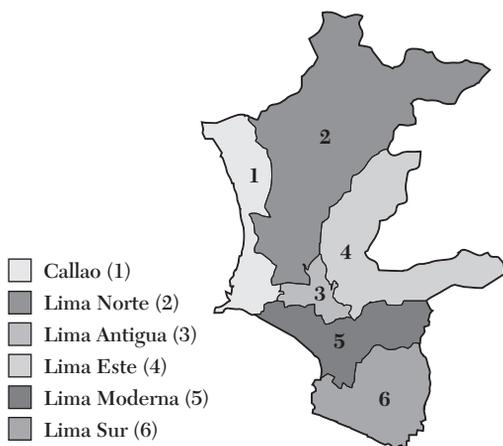
APÉNDICE

GRÁFICO 1  
Función de precio hedónico



Fuente: Hidano (2002).

GRÁFICO 2  
Lima Metropolitana



Fuente: *Perfiles zonales de Lima Metropolitana 2004*, Apoyo Opinión y Mercado.

GRÁFICO 3  
**Distribución de Price**

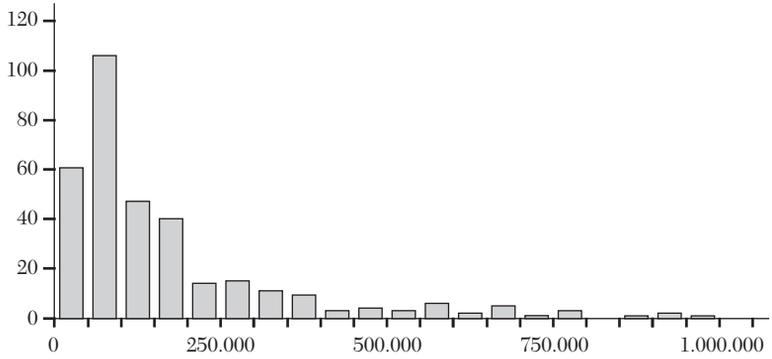


GRÁFICO 4  
**Distribución de Rooms**

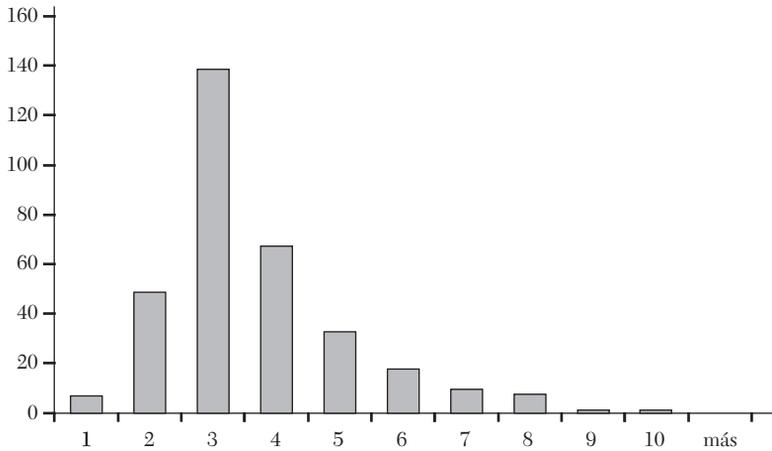


GRÁFICO 5  
**Distribución de Bath**

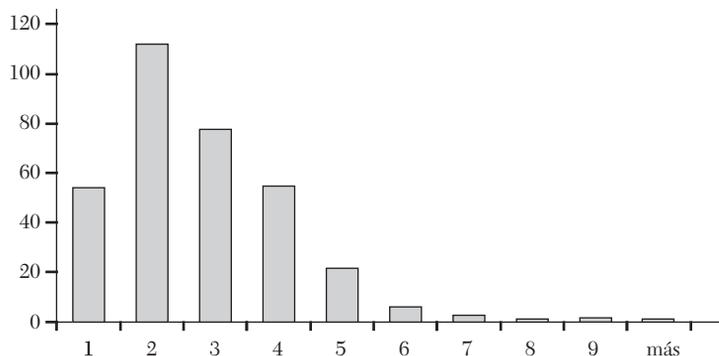


GRÁFICO 6  
**Distribución de Lot**

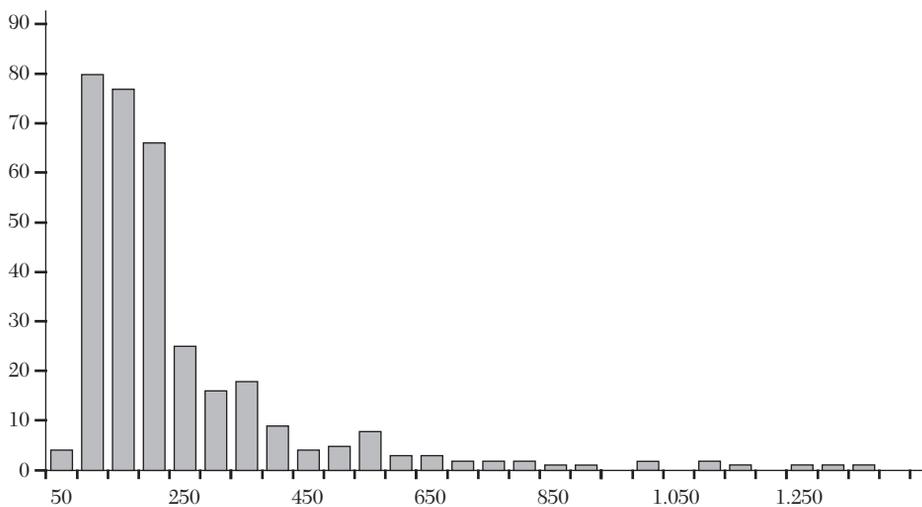


GRÁFICO 7  
**Distribución de Constr**

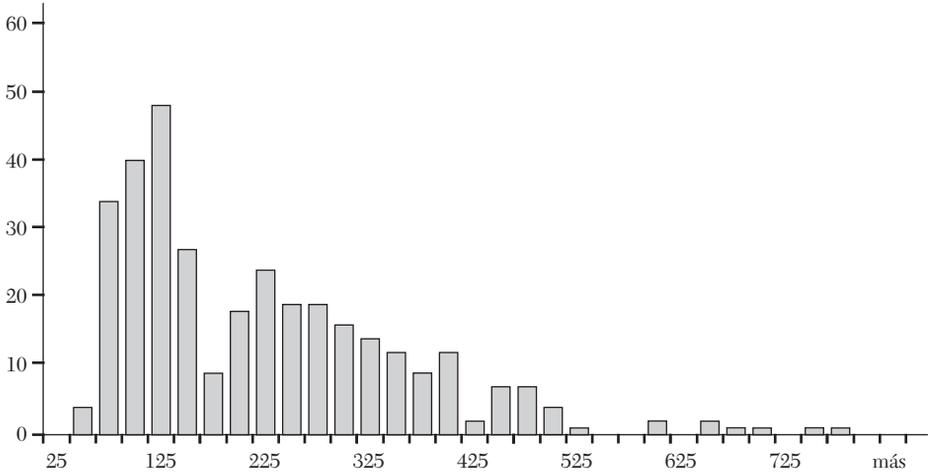


GRÁFICO 8  
**Distribución de GRG**

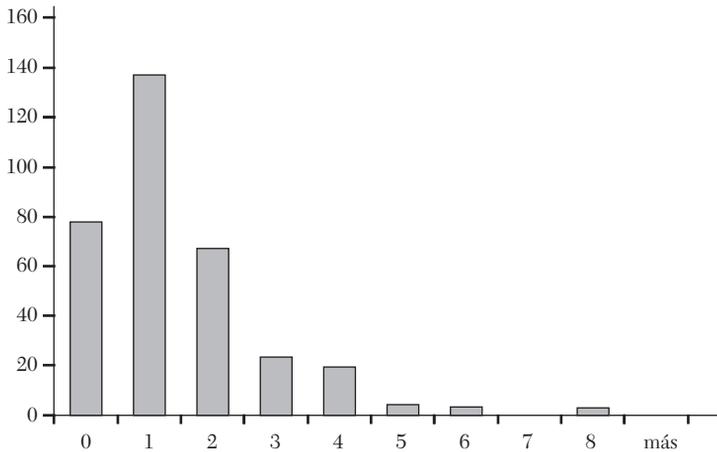


GRÁFICO 9  
**Distribución de Floors**

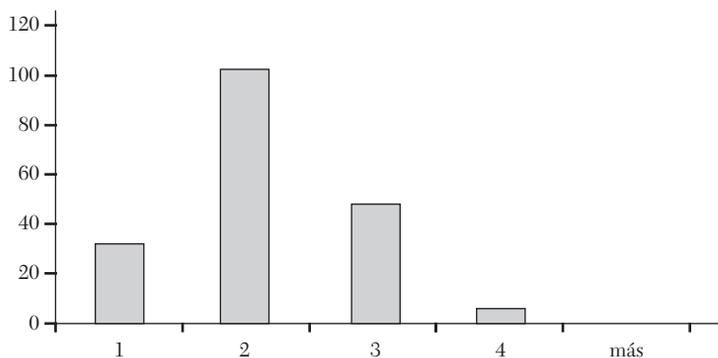


GRÁFICO 10  
**Distribución de Floor**

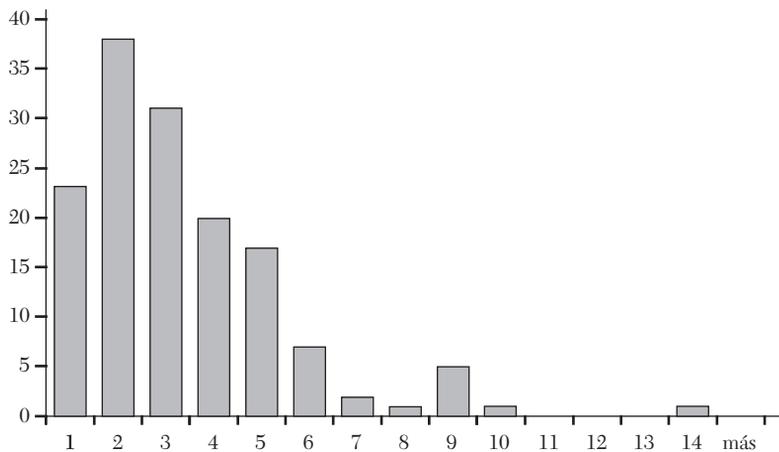


GRÁFICO 11  
**Logprice y Rooms**

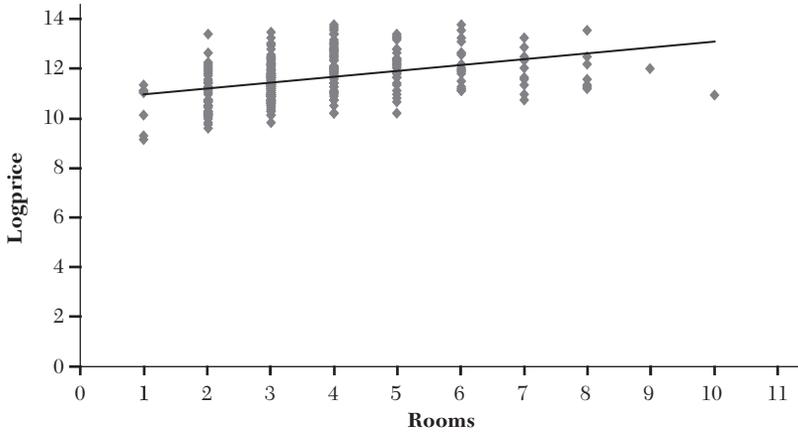


GRÁFICO 12  
**Logprice y Bath**

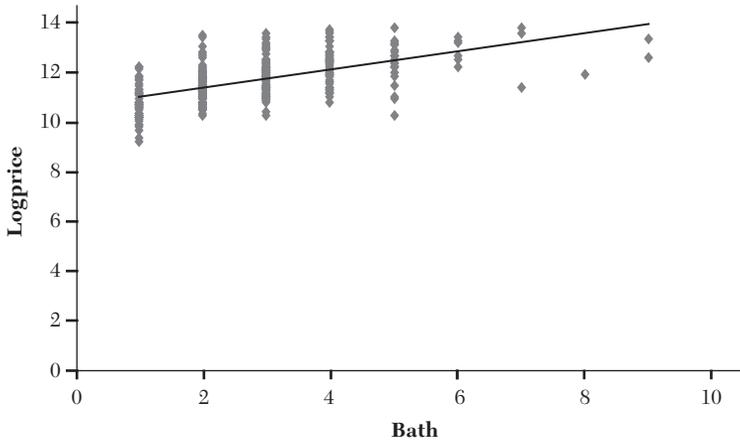


GRÁFICO 13  
**Logprice y Lot**

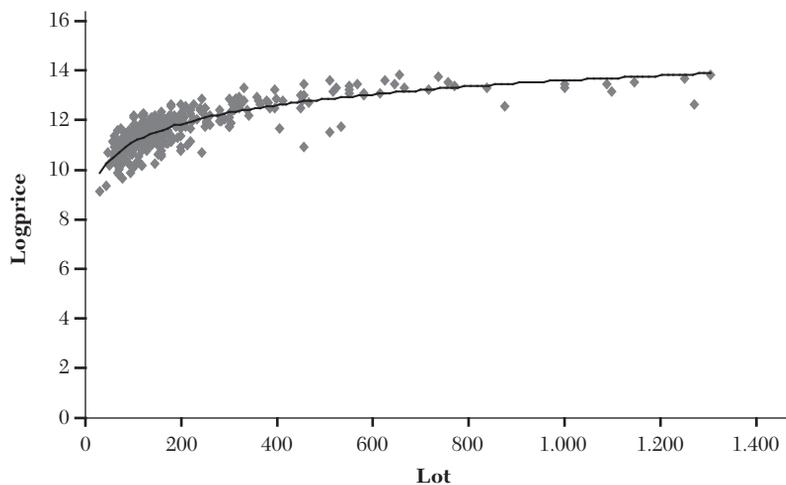


GRÁFICO 14  
**Logprice y Constr**

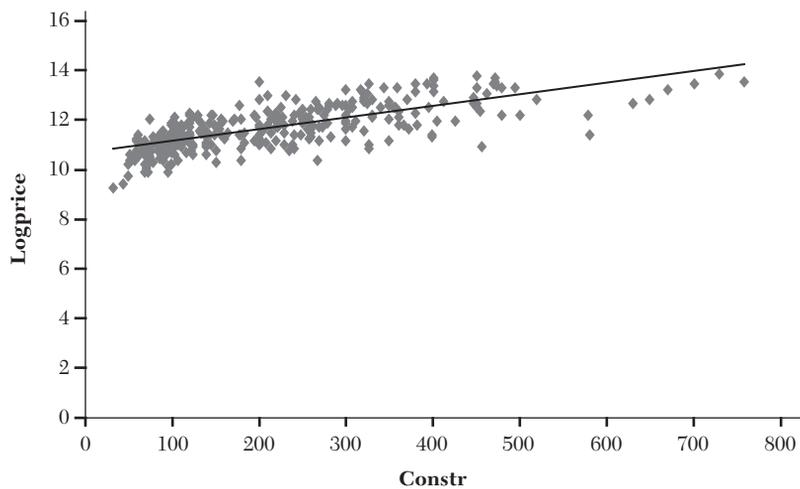


GRÁFICO 15  
Logprice y GRG

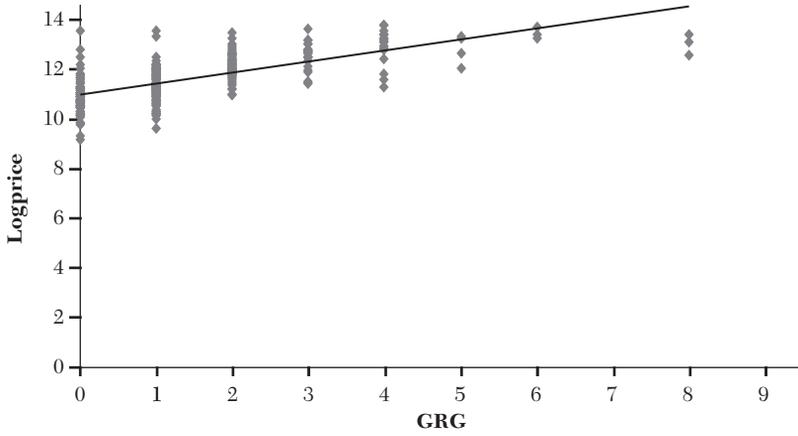


GRÁFICO 16  
Logprice y Floor

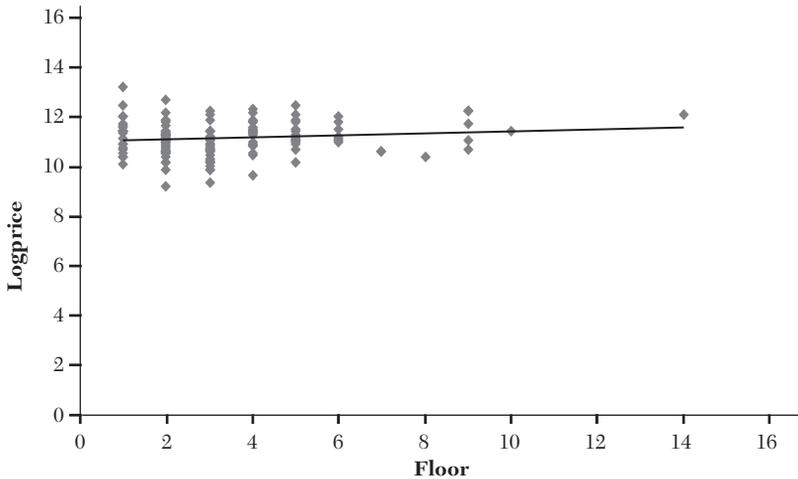


GRÁFICO 17  
**Logprice y Floors**

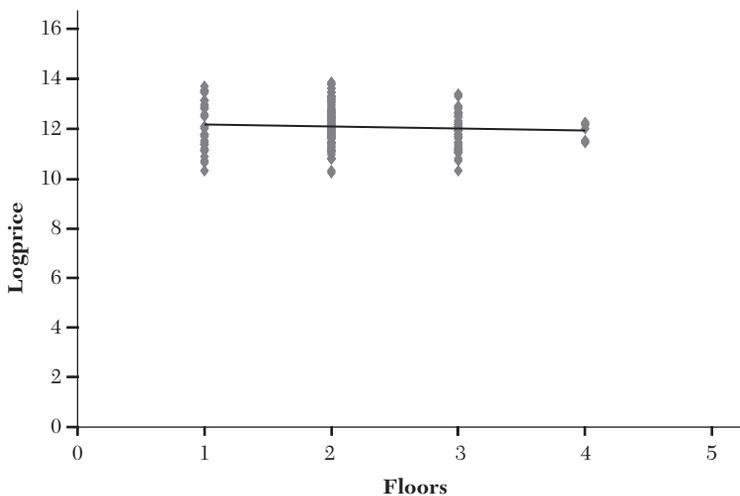


GRÁFICO 18  
**Actual, Fitted, Residual**

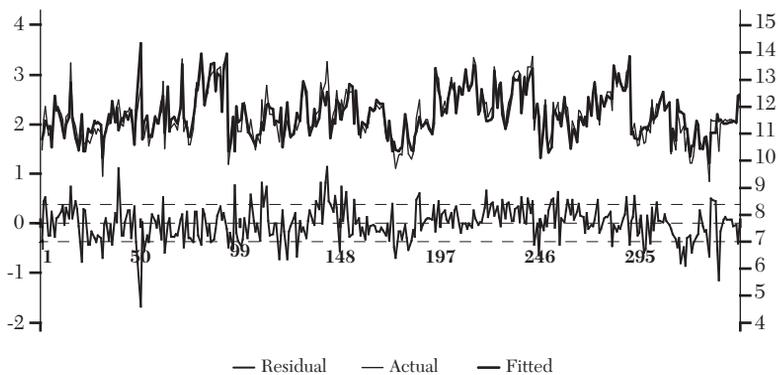


TABLA I  
Estadísticos descriptivos

Variable	Descripción	Muestra completa			Casa			Departamento		
		Nº de Obs.	Media	Desviación estándar	Nº de Obs.	Media	Desviación estándar	Nº de Obs.	Media	Desviación estándar
<b>Variables explicativas</b>										
PRICE	Precio de venta de la vivienda (en dólares)	334	172 757.30	178 685.40	188	241 148.90	206 490.10	146	84 691.39	66 807.73
LOGPRICE	Logaritmo del precio de venta de la vivienda (en dólares)	334	11.66	0.88	188	12.07	0.81	146	11.12	0.66
<b>Variables explicativas</b>										
LOT	Tamaño del lote (en metros cuadrados)	334	219.70	208.61	188	299.71	243.87	146	116.66	65.18
CONSTR	Área construida (en metros cuadrados)	334	212.24	135.88	188	291.53	126.63	146	110.13	55.40
FLOORS	Número de plantas o pisos en la vivienda	188	2.14	0.73	188	2.14	0.73	0		
FLOOR	Piso del edificio en donde se encuentra el departamento	146	3.36	2.15	0			146	3.36	2.15
ROOMS	Número de cuartos o habitaciones	334	3.65	1.49	188	4.38	1.47	146	2.71	0.87
BATH	Número de baños (cuéntase baños completos y medios baños)	334	2.77	1.40	188	3.35	1.47	146	2.03	0.87
CRG	Número de espacios para garaje	334	1.43	1.38	188	1.98	1.54	146	0.72	0.63
APARTM	Variable <i>dummy</i> que identifica si la vivienda es un departamento	334	0.44	0.50	188	0.00	0.00	146	1.00	0.00
	0 = no	188	56.29%		188	100.00%		0	0.00%	
	1 = sí	146	43.71%	0.50	0	0.00%	0.00	146	100.00%	0.00
HOUSE	Variable <i>dummy</i> que identifica si la vivienda es una casa	334	0.56		188	1.00		146	0.00	
	0 = no	146	43.71%		0	0.00%		146	100.00%	
	1 = sí	188	56.29%	0.48	188	100.00%	0.41	0	0.00%	0.50
MDROOM	Existencia de un cuarto de servicio	334	0.64		188	0.79		146	0.45	
	0 = no	121	36.23%		40	21.28%		81	55.48%	
	1 = sí	213	63.77%	0.39	148	78.72%	0.36	65	44.52%	0.42
LNDRY	Existencia de un espacio de lavandería	334	0.82		188	0.85		146	0.78	
	0 = no	61	18.26%		29	15.43%		32	21.92%	
	1 = sí	273	81.74%	0.48	159	84.57%	0.49	114	78.08%	0.24
CRDN	Existencia de un jardín	334	0.36		188	0.59		146	0.06	
	0 = no	214	64.07%		77	40.96%		137	93.84%	
	1 = sí	120	35.93%		111	59.04%		9	6.16%	

UNA APLICACIÓN DEL MODELO DE PRECIOS HEDÓNICOS AL MERCADO...

<b>TERR</b>	Existencia de una terraza	334	0.44	0.50	188	0.56	0.50	146	0.28	0.45
	0 = no	188	56.29%		83	44.15%		105	71.95%	
	1 = sí	146	43.71%		105	55.85%		41	28.08%	
<b>BBQ</b>	Existencia de una parrilla de ladrillo	334	0.12	0.33	188	0.19	0.39	146	0.04	0.20
	0 = no	293	87.72%		153	81.38%		140	95.89%	
	1 = sí	41	12.28%		35	18.62%		6	4.11%	
<b>POOL</b>	Existencia de una piscina	334	0.05	0.22	188	0.08	0.27	146	0.01	0.12
	0 = no	317	94.91%		173	92.02%		144	98.63%	
	1 = sí	17	5.09%		15	7.98%		2	1.37%	
<b>JCZZ</b>	Existencia de un jacuzzi	334	0.06	0.24	188	0.08	0.27	146	0.04	0.20
	0 = no	313	93.71%		173	92.02%		140	95.89%	
	1 = sí	21	6.29%		15	7.98%		6	4.11%	
<b>NSE A</b>	Barrio o zona con un nivel socioeconómico alto	334	0.26	0.44	188	0.29	0.46	146	0.22	0.42
	0 = no	247	73.95%		133	70.74%		114	78.08%	
	1 = sí	87	26.05%		55	29.26%		32	21.92%	
<b>NSE B</b>	Barrio o zona con un nivel socioeconómico medio	334	0.46	0.50	188	0.41	0.49	146	0.53	0.50
	0 = no	179	53.59%		110	58.51%		69	47.26%	
	1 = sí	155	46.41%		78	41.49%		77	52.74%	
<b>NSE C</b>	Barrio o zona con un nivel socioeconómico bajo superior	334	0.23	0.42	188	0.23	0.42	146	0.23	0.42
	0 = no	256	76.65%		144	76.60%		112	76.71%	
	1 = sí	78	23.35%		44	23.40%		34	23.29%	
<b>NSE D</b>	Barrio o zona con un nivel socioeconómico bajo inferior	334	0.04	0.20	188	0.06	0.24	146	0.02	0.14
	0 = no	320	95.81%		177	94.15%		143	97.95%	
	1 = sí	14	4.19%		11	5.85%		3	2.05%	

TABLA 2  
**Dependencia espacial**

<b>Distrito</b>	<b>Media residual</b>	<b>S.E. de la media residual</b>	<b>t -Estadístico*</b>
Ate Vitarte	0.0373	0.1188	0.3141
Barranco	0.2889	0.1188	2.4326**
Bellavista	-0.4193	0.1188	-3.5308**
Breña	-0.1373	0.1593	-0.8620
Callao	-0.3364	0.1593	-2.1112**
Carabayllo	-0.2932	0.1455	-2.0154**
Cercado de Lima	-0.1419	0.1260	-1.1268
Chorrillos	-0.1450	0.1074	-1.3496
Comas	-0.2540	0.2057	-1.2348
Jesús María	-0.0504	0.1127	-0.4473
La Molina	-0.0676	0.0673	-1.0047
La Perla	-0.0980	0.1127	-0.8699
La Punta	-0.0183	0.1127	-0.1626
La Victoria	-0.1642	0.1074	-1.5283
Lince	0.2305	0.1188	1.9410
Los Olivos	-0.2232	0.1188	-1.8795
Magdalena del Mar	-0.1147	0.1188	-0.9659
Miraflores	0.2825	0.0727	3.8840**
Pueblo Libre	-0.0964	0.0988	-0.9757
Rímac	-0.1972	0.2057	-0.9585
S. J. de Lurigancho	-0.2324	0.1455	-1.5977
S. J. de Miraflores	-0.2764	0.2057	-1.3438
S. M. de Porres	0.0437	0.1188	0.3680
San Borja	0.0812	0.0699	1.1616
San Isidro	0.2641	0.0727	3.6310**
San Luis	-0.3536	0.2057	-1.7191
San Miguel	0.1643	0.0952	1.7252
Santa Anita	0.2743	0.1593	1.7218
Santiago de Surco	0.0234	0.0727	0.3216
Surquillo	0.0036	0.0817	0.0437

\* t-Estadístico = (Media residual / S. E. de la media residual).

\*\* Mayor a 2 en valor absoluto.

TABLA 3  
**Resultados MCO, modelo preliminar**  
 Muestra completa

---

Observaciones incluidas: 334  
 Variable dependiente: LOGPRICE

Variable	Estimado	t-Estadístico
constante	7.2376	27.0903
LOG(LOT)	0.7734	13.0363
ROOMS	-0.0179	-0.5817
BATH	0.0926	2.3554
GRG	0.0977	2.7656
MDROOM	0.2120	3.3630

---

S.E. = 0.4428       $R^2 = 0.7526$        $F = 199.5097$

---

TABLA 4  
**Resultados MCO, modelo extendido**  
 Muestra completa

---

Observaciones incluidas: 334  
 Variable dependiente: LOGPRICE

Variable	Estimado	t- Estadístico
constante	8.4687	29.5694
LOG(LOT)	0.5669	8.6741
CONSTR/ROOMS	0.0027	2.6120
BATH	0.0710	2.5190
GRG	0.0468	1.5243
MDROOM	0.1215	2.4458
APARTM	-0.2470	-4.0319
BBQ	0.0595	0.8573
GRDN	-0.0887	-1.5671
JCZZ	0.0226	0.2348
LNDRY	-0.0332	-0.5731
NSEA	0.2895	6.1686
NSEC	-0.4810	-8.3265
NSED	-0.5795	-5.1414
POOL	0.0979	1.0143
TERR	0.0206	0.4751

---

S.E. = 0.3563       $R^2 = 0.8447$        $F = 115.2750$

---

TABLA 5  
**Resultados MCO, departamentos**

---

Observaciones incluidas: 146  
Variable dependiente: LOGPRICE

<b>Variable</b>	<b>Estimado</b>	<b>t-Estadístico</b>
constante	8.3041	16.6356
LOG(LOT)	0.4512	3.4755
CONSTR/ROOMS	0.0048	2.5300
BATH	0.1153	2.6105
GRC	0.2376	4.8353
FLOOR	0.0373	3.6678
NSEA	0.2017	3.0755
NSEC	-0.4160	-5.3375
NSED	-0.7585	-7.7784
MDROOM	0.1155	1.8167*
POOL	0.3903	1.6983*
S.E. = 0.3010	$R^2 = 0.8080$	$F = 56.8033$

---

\* Significante al 10 por ciento.

TABLA 6  
**Resultados MCO, casas**

---

Observaciones incluidas: 188  
Variable dependiente: LOGPRICE

<b>Variable</b>	<b>Estimado</b>	<b>t-Estadístico</b>
constante	7.5172	23.6755
LOG(LOT)	0.7307	12.1538
CONSTR/ROOMS	0.0023	1.9745
BATH^(1/2)	0.1910	1.7398*
FLOORS	0.1188	2.5516
NSEA	0.2557	4.0962
NSEC	-0.4784	-6.0925
NSED	-0.5098	-4.1286
LNDRY	-0.1473	-2.1307
S.E. = 0.3570	$R^2 = 0.8140$	$F = 97.8748$

---

\* Significante al 10 por ciento.

TABLA 7  
**Estimados del modelo hedónico**

Variable dependiente: LOGPRICE				
Variable	Departamento		Casa	
	Estimado	t-Estadístico	Estimado	t-Estadístico
constante	8.2784	15.8663	7.6167	18.9716
BATH*	0.1162	2.7141	0.1767	1.6692**
BBQ	0.1843	1.0636	0.0490	0.6820
CONSTR/ROOMS	0.0047	2.6117	0.0018	1.7054**
FLOOR	0.0366	3.6969	0.1187	2.4427
GRDN	-0.2221	-1.7008**	-0.0833	-1.3288
GRG	0.2305	4.5267	0.0143	0.4561
JCZZ	0.0681	0.5762	-0.0034	-0.0300
LNDRY	0.0937	1.2136	-0.1596	-2.1342
LOG(LOT)	0.4410	3.3769	0.7151	8.9550
MDROOM	0.0972	1.4881	0.0867	1.1721
NSEA	0.2287	3.3632	0.2636	4.3441
NSEC	-0.4092	-5.3429	-0.4890	-6.1413
NSED	-0.7721	-7.9147	-0.4937	-3.7982
POOL	0.4385	1.6318	0.1074	1.0686
TERR	0.0515	0.8517	-0.0274	-0.4903
	S.E. = 0.2977		S.E. = 0.3592	
	$R^2 = 0.8192$		$R^2 = 0.8189$	
	$F = 39.2544$		$F = 51.8512$	

\* En la regresión para la muestra de casas, la variable estimada fue  $(\text{Bath})^{1/2}$ .

\*\* Significante al 10 por ciento.