

**Cámara Chilena de la Construcción**  
*Gerencia de Estudios*

**Precios Hedónicos e Índices de Precios de  
Viviendas**

*Daniela Desormeaux*  
*Facundo Piguillem*

*Julio 2003*

# Precios Hedónicos e Índices de Precios de Viviendas

**Daniela Desormeaux**  
**Juan Facundo Piguillem**

*Economistas*  
*Gerencia de Estudios*  
*Cámara Chilena de la Construcción*

## Resumen

En el presente trabajo se aplica la metodología de precios hedónicos para estimar el precio implícito de los atributos de las viviendas en el Gran Santiago. Esto se realiza desde dos perspectivas y metodologías diferentes: en corte transversal y series de tiempo. Al aplicar la primera metodología se destaca la importancia del baño como el atributo más valorado, y al mismo tiempo una significativa heterogeneidad en la valoración del mismo, entre los diferentes grupos socioeconómicos. Dicha heterogeneidad se mantiene en el caso de los dormitorios, llegando la valoración del dormitorio adicional en el grupo de más altos ingresos a doblar el equivalente en el grupo de menores ingresos. De la misma manera, utilizando esta metodología en series de tiempo, se construye un índice de precios de casas usadas y un índice de arriendos del mismo tipo de casa. De ellos se desprende que el precio de las casas ha aumentado de manera importante desde sus valores mínimos a principios de la década de los noventa hasta la actualidad, estabilizándose desde entonces a UF 3.200. Por el contrario el arriendo del mismo tipo de casa ha experimentado una continua merma en términos reales desde 1995.

*La publicación de los Documentos de Trabajo no esta sujeta a la aprobación previa de la mesa directiva de la Cámara Chilena de la Construcción. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo, como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción o sus directivos.*

## Índice

<b>I. Introducción</b> .....	Página 4
<b>II. Precios Hedónicos: Una Mirada en Corte Transversal</b> .....	Página 5
<b>II.1 Marco Teórico y Modelo</b> .....	Página 5
<b>II.2 Metodología Construcción de Datos</b> .....	Página 7
<b>II.3 Resultados de la Estimación</b> .....	Página 9
<b>III. Precios Hedónicos e Índices de Precios: Una mirada en Series de Tiempo</b> .....	Página 13
<b>III.1 ¿Por qué la Utilización de Precios Hedónicos para la     Construcción del Índice de Precios?</b> .....	Página 13
<b>III.2 Metodología</b> .....	Página 14
<b>III.3 Estimaciones</b> .....	Página 16
<b>IV. Conclusiones</b> .....	Página 27
<b>V. Anexos</b> .....	Página 28
<b>VI. Bibliografía</b> .....	Página 33

## I- Introducción

A diferencia de la mayoría de los bienes económicos, las viviendas se caracterizan por ser bienes heterogéneos que poseen una diversidad de atributos físicos, funcionales, de localización y de durabilidad, a la vez que proveen una gama de servicios, como confort, seguridad, proximidad al empleo y medios de transporte, etc., que las hacen prácticamente únicas e irrepetibles. Sin embargo, como lo que se tranza en el mercado es el bien compuesto, esto es, la vivienda incluida la “canasta” de atributos que la componen, no es posible observar los precios, o valoraciones marginales, objetivas de cada uno de ellos. Debido a esta particularidad, es interesante conocer cuál es el precio implícito (precio hedónico) de cada uno de los atributos que conforman la vivienda.

Para cumplir con este objetivo, en este trabajo se estiman los precios hedónicos de los atributos mediante dos metodologías alternativas: corte transversal y series de tiempo. La primera de éstas consiste en tomar una muestra de individuos en un período determinado y examinar las diferentes conductas de ellos frente a viviendas con distintos atributos. Por su parte, la metodología de series de tiempos implica observar el comportamiento del precio de la vivienda y la combinación de atributos a través de un período determinado.

Bajo la metodología de corte transversal, se utilizó una base de datos para todas las comunas del Gran Santiago (encuesta CASEN año 2000) y se estimó un modelo que intenta explicar el arriendo mensual de una vivienda en función de un conjunto de variables explicativas, como por ejemplo, número de dormitorios, de habitaciones de uso múltiple y de baños, el grupo socioeconómico al cual pertenece el hogar, una variable de la calidad de la vivienda, etc.

De la misma manera, utilizando la segunda metodología se estima el precio implícito de una serie de atributos de casas y departamentos de frecuente aparición en los avisos clasificados del diario “*El Mercurio*”, sobre una base de datos mensual en la comuna de Ñuñoa para el período 1998-2002 construida al tal efecto. Haciendo uso de estos resultados se construye un índice de precios de la casa usada “promedio”, y un índice de arriendo de la misma casa promedio. Para todos los efectos prácticos, se define la “casa promedio” como aquella que posee tres habitaciones, un baño y medio, living y comedor separados y no pertenece a un condominio.

La razón para construir este precio artificial de la casa promedio, se encuentra en que, al no conocerse el precio de cada uno de los atributos, cuando se observan cambios importantes en los precios de mercado no es posible dilucidar si ello es consecuencia de un cambio “puro” en el precio, o si simplemente es el resultado de una diferente combinación de atributos en las viviendas. Aquí es donde la metodología de los precios hedónicos encuentra un ámbito de aplicación adecuado, reemplazándose el precio no observado de mercado de cada atributo por el correspondiente precio hedónico estimado, homogenizándose de esa manera el precio observado en el mercado.

## II- Precios Hedónicos: Una Mirada en Corte Transversal

### II.1 Marco Teórico y Modelo

El modelo teórico en que se basa el estudio de los precios hedónicos fue desarrollado por Rosen<sup>1</sup>, quien plantea que los bienes son valorados por la utilidad que brindan sus atributos o características. De este modo, los precios implícitos de los atributos son revelados a los agentes económicos a partir de los precios observados de los productos diferenciados y de las cantidades y calidades de los atributos asociados a ellos.

Los modelos de precios hedónicos plantean que en el mercado se demandan y ofrecen productos con un conjunto de atributos que denominaremos  $Z$ , obteniéndose la función de precios  $P(z)$  al igualar la oferta y la demanda por tales atributos. La demanda por estos atributos se deriva de un proceso de maximización de la utilidad del consumidor (ecuación 1). Se supondrá que la utilidad del hogar es función del consumo de un bien compuesto  $M$ , cuyo precio es  $P_m$ , y del consumo en vivienda ( $V$ ), el cual es función de los atributos  $Z$ . De este modo, la función de utilidad se puede escribir como:

$$u = U(M, V(Z), \eta) \quad (1)$$

donde  $\eta$  es un vector de características observables sólo por el consumidor. Por otra parte,  $I_i$  es el ingreso monetario del hogar  $i$ ,  $M \cdot P_m$  el ingreso gastado en otros bienes y  $P(Z)$  el gasto en vivienda que es función de los atributos de ésta<sup>2</sup>, por lo que la restricción presupuestaria se puede representar de la siguiente forma:

$$I_i = M \cdot P_m + P(Z) \quad (2)$$

Entonces, cada hogar maximiza su utilidad sujeto a su restricción presupuestaria. De la condición de primer orden de este proceso de maximización se obtiene que:

$$\frac{\frac{\partial u_i}{\partial Z_i}}{\frac{\partial u_i}{\partial M}} = \frac{\frac{\partial P}{\partial Z_i}}{P_m} = \frac{P_i}{P_m} \quad (3)$$

---

<sup>1</sup> "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", Sherwin Rosen, *The Journal of Political Economy*, Volume 82, Issue1, págs. 35-55.

<sup>2</sup> En rigor debería ser  $V \cdot P(Z)$ , pero se supondrá que cada individuo "consume" una sola vivienda ( $V=1$ ), dado que el 90% de la muestra que arrienda la vivienda no arrienda ni es propietario de una segunda vivienda.

Es decir, la tasa marginal de sustitución entre el consumo de cada atributo y el consumo del bien compuesto, debe ser igual a la relación de precios de ambos bienes.

Para completar el modelo y obtener el precio de equilibrio se debe estudiar el proceso de optimización por el lado de la oferta. Supongamos que los productores tienen una función de costo  $C$ , que depende de  $Z$  (los atributos), de  $N$  (el número de viviendas construidas) y de  $\phi$  que es un parámetro que caracteriza cada productor. De este modo, la función de beneficios de cada oferente va a estar dada por la diferencia entre sus ingresos y costos, como muestra la ecuación (4):

$$\pi = P(Z) \cdot N - C(Z, N, \phi) \quad (4)$$

Cada uno de estos productores toma la función de precios  $P(Z)$  como dada, y escoge el número de viviendas construidas ( $N$ ) y la cantidad de atributos ( $Z$ ) que maximicen su función de beneficios. Del proceso de maximización se obtienen las siguientes condiciones de optimalidad:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_i} = \frac{\partial C}{\partial Z_i} \quad (5)$$

$$P(Z) = C_N \quad (6)$$

Se concluye a partir de las ecuaciones (5) y (6) que el óptimo se encuentra cuando cada productor iguala el costo marginal de producir cada atributo al precio hedónico, y construye casas hasta que el costo marginal de construir una casa adicional (del tipo  $Z$ ) se iguala al valor de la casa  $P(Z)$ .

Lo que la regresión hedónica estima es el conjunto de los puntos de intersección de las curvas de demanda de diferentes consumidores, con distintos gustos, y las funciones de oferta de diferentes firmas, con (seguramente) distintas tecnologías de producción. Rosen plantea que los coeficientes de las regresiones hedónicas se pueden interpretar como una aproximación de la demanda o de la oferta (o de ninguna de ellas). En efecto, si los consumidores son idénticos (en cuanto a ingresos y gustos), pero los oferentes difieren entre ellos, la regresión hedónica resultante se va a asemejar a lo que es una demanda. En cambio, si los oferentes son idénticos, en términos de su estructura de costos, y los demandantes son diferentes, los parámetros estimados serán una aproximación de la estructura de la oferta. Sin embargo, si los consumidores y los oferentes son heterogéneos, es decir, tienen distintas

distribuciones, los coeficientes estimados de las regresiones hedónicas deben interpretarse como los precios de equilibrio de esos atributos. Lo más probable es que sea este último caso el que represente los resultados obtenidos en este estudio.

Por lo tanto, al suponer que los precios “sombra” son precios de equilibrio entre demandantes y oferentes de atributos, la ecuación que se estimará es la siguiente:

$$\text{ArriendoMensual} = \alpha * X + \mu \quad (7)$$

donde  $X$  es el vector de atributos y  $\mu$  son las características no observables por el investigador. De este modo, el precio hedónico de cada atributo será el coeficiente asociado al atributo, es decir:

$$\frac{\partial \text{PrecioVivienda}}{\partial X_i} = P_i = \alpha_i \quad (8)$$

## II.2 - Metodología Construcción de Datos

A continuación se realiza una breve descripción de las variables relevantes para la estimación de los precios hedónicos, para lo cual se utilizó la encuesta CASEN<sup>3</sup> del año 2000. La muestra escogida para el análisis son los hogares que arriendan<sup>4</sup> una vivienda en el Gran Santiago.

En primer lugar, se procedió a dividir la muestra por comunas, dado que la valoración de cada atributo varía según la ubicación de la vivienda. El óptimo hubiera sido estimarlo para cada comuna, sin embargo, la muestra no sería representativa dado que el número de encuestados por comuna es relativamente pequeño, por lo que se optó por agrupar las comunas en cuatro grupos según nivel socioeconómico per cápita del hogar. El grupo 1 representa las comunas con menores ingresos y el grupo 4 está formado por las comunas que tienen un mayor nivel socioeconómico. En el anexo 1 se muestra la composición de cada grupo.

Las variables utilizadas en la estimación del modelo son:

- Gasto en arriendo: es el gasto mensual incurrido por concepto de arriendo de la vivienda, en pesos de noviembre del año 2000
- Dormitorios: número de habitaciones de uso exclusivo para dormir

---

<sup>3</sup> La encuesta CASEN es realizada cada dos años por MIDEPLAN cuyo objetivo es construir indicadores para mantener actualizado el diagnóstico de la situación socioeconómica del país. La encuesta representa a la población que habita en hogares particulares del país, excluyendo las zonas de difícil acceso.

<sup>4</sup> No se considerarán los hogares que son propietarios de vivienda, ya que no se tiene una buena aproximación del precio de la vivienda para ésta.

- Baños: número de baños de cada vivienda
- Habitaciones múltiples: número de habitaciones destinadas a más de un uso, como por ejemplo living y comedor juntos
- Otras piezas no habitables: número de habitaciones destinadas a sala de estar, escritorio, etc.
- Grupo<sub>i</sub>: grupo al que pertenece el hogar i
- Variables dicotómicas que miden la distancia de la vivienda respecto al establecimiento educacional, centro comercial (o de abastecimiento) y plazas o parques. Cada una toma el valor de uno si se encuentra a menos de 8 cuadras y cero si está a nueve cuadras o más

Para incorporar en el modelo una variable que capte el efecto del tipo de construcción de la vivienda y su estado de conservación, se construyó un índice que incluye el material predominante del piso, techo y muro y su estado de conservación. El objetivo de incorporar este índice en el modelo es poder controlar por calidad y materialidad, de modo que los demás coeficientes estimados no presenten problemas de sesgo e inconsistencia, y que la especificación del modelo sea la correcta al no cometer error de omisión. La metodología que se utilizó para construir el índice se describe detalladamente en el anexo 2, donde se muestra que mientras más alto es el índice, los materiales de la vivienda son de calidad inferior y su estado de conservación es más deficiente.

Sin embargo, en la estimación se utiliza la serie normalizada de modo de poder estimar el impacto que tiene el aumento o disminución en una desviación estándar (por sobre la media) en calidad sobre el arriendo de la vivienda. Es decir, a cada observación se le restó la media del índice y se dividió por su desviación estándar. Una ventaja de trabajar con la serie normalizada es que si se fija el valor del índice en cero, se puede comparar las diferencias del resto de los atributos sobre una casa tipo de calidad promedio.

En la tabla 1 se muestra un resumen con los valores promedio de cada variable a considerar en la estimación del modelo (para el total de la muestra y para cada grupo).

**Tabla N°1. Descripción de Variables**

Variable	Total Muestra	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4
Gasto en Arriendo <sup>5</sup>	\$104.396	\$62.465	\$89.171	\$144.582	\$273.023
Dormitorios	2,4	2,1	2,3	2,8	3,3
Baños	1,1	0,9	1,1	1,5	2
Otras piezas no habitables	0,2	0,19	0,24	0,4	0,4
Habitaciones de uso múltiple	0,15	0,14	0,13	0,1	0,09
Dummy Distancia Escuela	89%	86%	90%	77%	94%
Dummy Distancia Centro Comercial	83%	79%	83%	88%	87%
Dummy Distancia Plaza	89%	89%	88%	92%	90%
Índice de Calidad	2,15	2,56	2,16	1,79	1,45
Índice de Calidad Normalizado	0	0,16	0,08	-0,17	-0,42

<sup>5</sup> Pesos de noviembre 2000.



Como se ve, el arriendo promedio para toda la muestra es \$104.396, y éste crece a medida que la vivienda se encuentra en una comuna de mayor nivel socioeconómico. Aquellas viviendas que tienen un arriendo más alto tienen un mayor número de dormitorios, baños, y piezas destinadas a salas de estar, escritorio, etc. Por su parte, en promedio las viviendas que están ubicadas en comunas de mayor nivel socioeconómico tienen menos habitaciones de uso múltiple y están construidas con materiales de mejor calidad y a la vez su estado de conservación es relativamente mejor que en los grupos inferiores. Esto se concluye a partir de que el índice de calidad disminuye a medida que aumenta el nivel socioeconómico de la comuna.

Por último, a priori no se observan diferencias entre las variables que miden la distancia respecto a la escuela, centro comercial y plaza. Por ejemplo, el 89% de la muestra vive a menos de 8 cuadras del establecimiento educacional, y al separar por grupo no se ve una gran diferencia entre estos resultados.

### II.3 - Resultados de la estimación

En una primera instancia, la ecuación (7) se estimó -mediante mínimos cuadrados ordinarios- en función de todas las variables antes descritas incluyendo interacciones entre las variables categóricas de grupo y las características observables, de modo de captar el efecto diferencial en el precio hedónico para cada grupo socioeconómico. También se incluyó la variable dormitorios al cuadrado para testear la no linealidad de esa variable. Es decir, si el precio hedónico de los dormitorios es positivo y el coeficiente de la variable dormitorios al cuadrado es negativo quiere decir que el hecho de que una vivienda tenga un dormitorio adicional aumenta el valor del arriendo, sin embargo, esta relación positiva es a tasa decreciente<sup>6</sup>. Finalmente, se eliminaron del modelo aquellas variables que no eran significativas al 5% de confianza, por lo que el modelo finalmente estimado se muestra en la tabla 2.

---

<sup>6</sup> Matemáticamente, quiere decir que  $\frac{\partial \text{Arriendo}}{\partial \text{Dormitorios}} > 0$  y que  $\frac{\partial^2 \text{Arriendo}}{\partial \text{Dormitorios}^2} < 0$ .

**Tabla N°2: Resultados de la Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios**

Number of obs.	1.125		
F( 11, 1114)	494		
Prob > F	0,000		
R-squared	0,83		
Adj R-squared	0,82		
Variable Dependiente: Arriendo Mensual			
Variables Independientes:	Coef.	t	P>t
<b>Dormitorios*Grupo4</b>	24.978	4,96	0,000
<b>Dormitorios*Grupo3</b>	17.607	2,65	0,008
<b>Dormitorios*Grupo2</b>	13.401	4,80	0,000
<b>Dormitorios*Grupo1</b>	12.331	2,81	0,005
<b>Baños*Grupo4</b>	95.695	11,99	0,000
<b>Baños*Grupo3</b>	59.053	5,12	0,000
<b>Baños*Grupo2</b>	42.097	7,40	0,000
<b>Habitaciones Múltiples</b>	-16.654	-3,68	0,000
<b>Índice de Calidad Normalizado</b>	-5.994	-2,99	0,000
<b>Grupo 1</b>	38.467	3,5	0,000
<b>Grupo 2</b>	16.329	2,27	0,024

Es importante destacar que la estimación global es significativa (es decir en forma conjunta los coeficientes estimados son distintos de cero) y que la varianza de los atributos explica un 82% de la varianza total del gasto mensual en arriendo.

De la estimación se observa que las variables que miden la ubicación de la vivienda respecto a la escuela, al establecimiento comercial y a la plaza o parque no inciden sobre el precio de arriendo de la vivienda, dado que no son significativas al 5%. Es decir, no hay diferencias (en términos estadísticos) en el precio de una vivienda que está ubicada a menos de ocho cuadras del centro comercial versus una que está más lejos. Además, tampoco existen diferencias entre los grupos socioeconómicos estudiados en cuanto al efecto de la distancia sobre el precio, dado que los promedios de las dummies que miden distancia son similares entre todos los grupos, con poca varianza respecto a la media total (ver tabla 1). Esto comprueba la hipótesis que se había mencionado anteriormente respecto a que, como no hay grandes diferencias entre estas variables para los distintos grupos, el efecto que tendría sobre el precio no sería significativo.

La variable dormitorios al cuadrado tampoco fue significativa, por lo que se rechaza la hipótesis de no linealidad en el modelo. En la tabla 3 se muestra un resumen con los valores de los coeficientes estimados, que como ya definimos representan el precio “sombra” o hedónico de cada atributo.

**Tabla N°3: Resumen de los Resultados**

Variable	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Total Muestra
<b>Precio Dormitorios</b>	\$12.331	\$13.401	\$17.607	\$24.978	
<b>Precio Baños</b>		\$42.097	\$59.053	\$95.695	
<b>Precio Habitaciones Múltiples</b>					-\$16.654
<b>Calidad</b>					-\$5.994
<b>Precio Mínimo vivienda</b>	\$38.467	\$16.329			

Como muestra la tabla 3, el precio promedio de un dormitorio adicional en una comuna perteneciente al grupo cuatro es dos veces el precio del dormitorio de una vivienda ubicada en el grupo 1. Se puede apreciar que el precio hedónico de un dormitorio en el grupo 1 es similar al del grupo 2, por lo que se procedió a testear si los coeficientes estimados de estas variables son estadísticamente iguales. No se rechaza la hipótesis nula, por lo que se concluye que no existen diferencias significativas entre el precio hedónico de un dormitorio en una vivienda perteneciente al grupo 1 y una perteneciente al grupo 2. El mismo ejercicio se realizó para los otros grupos 3 y 4, concluyendo que los precios hedónicos estimados de los dormitorios en esos grupos son estadísticamente diferentes.

A su vez, en el cuadro se observa que un baño adicional en el grupo 1 no incrementa el precio de la vivienda. Es decir, se puede afirmar que estadísticamente el precio hedónico es “cero”. Sin embargo, a medida que aumenta el nivel socioeconómico de las comunas, el precio sombra del baño es mayor. Como se observa, el precio sombra de un baño adicional en el grupo 4 es 3,8 veces el precio hedónico del dormitorio en el mismo grupo.

Por su parte, una habitación de uso múltiple, por ejemplo una habitación que cumpla el rol de dormitorio y sala de estar, disminuye el arriendo de la vivienda en \$16.654 (todo lo demás constante) y este coeficiente es estadísticamente igual para toda la muestra.

Respecto a la calidad de la vivienda, el coeficiente estimado resultó negativo y significativo, lo que implica que un índice mayor, es decir, calidad inferior y mal estado de conservación, reduce el monto del arriendo. El precio sombra de la calidad es \$5.994, lo que nos muestra que una desviación estándar por sobre la media del índice, disminuye el arriendo de la vivienda en ese monto.

En la última fila de la tabla 3 se muestra el precio mínimo pagado, que representaría a una vivienda que no tiene dormitorios, baños, ni habitaciones de uso múltiple (variable dormitorios, baños y habitaciones múltiples = 0), cuya calidad es de tipo promedio<sup>7</sup> (índice normalizado=0) y donde cada variable grupo toma el valor de uno cuando se quiere ver el mínimo precio de una vivienda en ese grupo. El resto toma el valor de cero.

La constante del modelo indica el precio mínimo que estaría dispuesto a pagar un individuo por una vivienda ubicada en una comuna perteneciente al grupo 1 es \$38.467, y por una

<sup>7</sup> En el anexo 2 se explica qué componentes de calidad y materialidad tendría una vivienda tipo promedio.

vivienda ubicada en el grupo 2 está dispuesto a pagar \$25.467. Esto es consistente con el supuesto de que los hogares del grupo 2 tienen un nivel socioeconómico mayor que los del grupo 1. Para los grupos 3 y 4, la “constante” o precio mínimo no dio significativa. Es más, dio negativa. Es decir, en términos económicos, aquellos individuos de estratos económicos más altos no están dispuestos arrendar una vivienda de tales condiciones, en efecto, tendrían que “pagarles” para que vivieran ahí. Sin embargo, esta hipótesis no es significativa al 5%, por lo que basta con decir que no estarían dispuestos a arrendar una casa con esas características.

### III - Precios Hedónicos e Índices de Precios: Una Mirada en Series de Tiempo

Como se ha descrito en los párrafos anteriores, los precios hedónicos fueron calculados utilizando series de corte transversal. Sin embargo, la metodología de los precios hedónicos es ampliamente utilizada además por instituciones estadísticas de otros países para construir series de tiempo de los precios de las viviendas usadas. Lamentablemente esta metodología no es de uso habitual por ninguna institución oficial de estadísticas en Chile (i.e., Banco Central, INE, etc.) No obstante, dos estudios específicos se han realizado en la última década, el primero de Morandé (1992) y el segundo Bergoeing, Morandé y Soto (1998)<sup>8</sup>, que en el intento de responder preguntas puntuales, y ante la necesidad de disponer de series de precios para viviendas, la construyeron para la comuna de Ñuñoa en Santiago. La primera serie, construida por Morandé (1992), es trimestral y abarca el período 1975-1989, en tanto que la segunda, Bergoeing et al. (1998), también es trimestral y cubre el período 1989-1998. Lo más importante de estos trabajos es que a pesar de realizarse en forma aislada utilizan la misma metodología para la construcción de las series, Morandé & Soto (2002), la que se describirá más adelante. Debido a la enorme ventaja que significa contar con estas series, se ha optado por utilizar la misma metodología de los estudios antes mencionados para expandir la serie al período 1998-2003, y al mismo tiempo, se obtienen como insumos intermedios los precios hedónicos de algunas características que son de importancia para la toma de decisiones sectorial, los que resultan interesantes comparar con los resultados de la sección precedente.

#### III.1 - ¿Porqué la utilización de precios hedónicos para la construcción del índice de precios?

Una primera interrogante que le puede surgir al lector es: ¿por qué no simplemente extraer una muestra y calcular el precio promedio por metro cuadrado, por ejemplo?. Ello simplemente implicaría utilizar alguna de las metodologías habituales para la confección de índices, como la de *Pasche* o *Laspeyres*. Sin embargo, la respuesta a este interrogante sería afirmativa sólo si se pudiera considerar a la vivienda como un bien homogéneo. Es así como, al medir la evolución en el precio de una mercancía, el caso más sencillo se da cuando se trata de un bien homogéneo, con características cualitativas invariables en el tiempo. En este caso sólo se requerirá calcular las relaciones de precios, es decir, comparar cada precio con el de algún período base predefinido.

La particularidad de las viviendas es que, a diferencia de la mayoría de los restantes bienes económicos, tienen una diversidad de atributos físicos, funcionales, de localización y de durabilidad, a la vez que proveen una gama de servicios como ser confort, seguridad, proximidad al empleo y medios de transporte, etc. que las hacen prácticamente únicas e irrepetibles. Si a todo ello se le agrega su doble condición de bien de consumo e inversión, se entiende mejor por qué difieren sustancialmente de las típicas mercancías y las razones por

---

<sup>8</sup> En ambos estudios se utiliza la metodología expuesta en Morandé & Soto (1992).

las que, para capturar en forma confiable sus movimientos “puros” de precios, deben aislarse cuidadosamente sus variaciones cualitativas y los posibles efectos sobre nuestras estimaciones.

Una práctica común en el mercado inmobiliario es la comparación directa de precios promedio calculados en distintos momentos del tiempo. Sin embargo, la construcción de índices de precios de propiedades presenta mayores restricciones y requiere de metodologías específicas, dado que su carácter de bienes compuestos tornaría inválida esa simple comparación intertemporal. Ello se debe a que, al tratarse de mercancías heterogéneas, las variaciones de los precios promedio podrían obedecer tanto a factores puramente económicos (por ejemplo, movimientos de la oferta y la demanda), como a cambios cualitativos en la canasta de viviendas utilizadas para su cálculo, corriéndose el riesgo de obtener estimaciones altamente sesgadas.

Una vez estimados los precios hedónicos, las variaciones de precios de las viviendas se pueden deducir a partir de los cambios temporales en la valoración de una canasta “ideal” de características o, si se quiere, una vivienda representativa del promedio del mercado con atributos constantes en el tiempo. En general, cuando se dispone de datos censales adecuados es habitual que esta canasta de atributos se identifique por la proporción en que cada una de las características analizadas se encuentra presente en el stock de viviendas del mercado analizado. Sin embargo, ante limitaciones en la disponibilidad de información, también se suele utilizar la proporción en que dichos atributos se encuentran presentes en la muestra específica que se está analizando, si bien ello puede quitar cierta estabilidad a las estimaciones y torna mucho más crítico el proceso de selección de las muestras.

Las principales objeciones que normalmente se levantan contra este método de precios hedónicos no difieren de las que en general pueden hacerse a otros de similar naturaleza: inadecuada especificación o desconocimiento de la verdadera forma funcional, carencia y/o inadecuada información de los atributos de la propiedad, omisión de variables relevantes, frecuentes problemas de multicolinealidad, etc. A pesar de estas posibles limitaciones, los precios hedónicos son cada vez más utilizados por organismos estadísticos oficiales de diversos países para calcular, por ejemplo, índices de precios al consumidor, en especial porque permiten controlar eficazmente la heterogeneidad de los productos y sus rápidos cambios cualitativos a través del tiempo.

### **III.2 - Metodología**

El objetivo es estimar el precio de una casa promedio, definiendo la casa promedio como aquella que posee 3 dormitorios, living, comedor, 11/2 baños, y que no pertenece a un condominio. Como se mencionó en párrafos anteriores la zona de búsqueda es la comuna de Ñuñoa, “por ser una zona más homogénea que otras zonas de Santiago, en la cuál además no hubo expansión geográfica sobre terreno agrícola ni un significativo reemplazo de casas

antiguas por construcción en altura”<sup>9</sup>. Además, el hecho que existan estimaciones anteriores nos permiten empalmar la serie que se estime con las previas.

A tal fin, y siguiendo la metodología de Morandé & Soto (1992), se extrajeron tres muestras del diario El Mercurio en cada primer y tercer domingo de cada mes, para el período que abarca desde enero de 1998 hasta enero de 2003. Para cada observación se extrae el precio medido en UF's, o el valor nominal que luego se transforma en UF al valor de la misma en el día de la publicación, el número de habitaciones, número de baños, y otras características como por ejemplo, si posee living-comedor o living y comedor, si tiene jardín, piscina, estacionamiento, patio, dependencias de servicios, etc.

Algunos comentarios resultan valiosos a esta altura. En primer lugar, en trabajos anteriores se encontró que el número de dormitorios era colineal con el número de baños, lo que hace difícil la identificación de los parámetros asociados a cada una de estas variables. Para sortear este inconveniente, Morandé & Soto (1992) excluyen de la estimación el número de baños, por lo que la variable número de habitaciones debiera incorporar los dos efectos. Sin embargo, en este trabajo hemos optado por una estrategia diferente tomando en la muestra casas con sólo tres dormitorios, y eliminando así la varianza de esta variable por lo que, a diferencia del trabajo anterior, se incluye la variable número de baños en lugar del número de habitaciones. Pensamos que esta pequeña alteración no impide que todavía las series sigan siendo consistentes, ya que con ambas metodologías se intenta encontrar el precio del mismo bien.

En segundo lugar, el problema de la colinealidad no sólo se presenta en estas variables, si no que es un problema típico de este tipo de estimaciones y se produciría en mayor o menor medida entre todas las variables. Así por ejemplo, una casa que posea piscina probablemente también posee dependencias de servicios y living y comedor separados, etc. Por lo tanto, el hecho que algunos parámetros resulten no significativos no quiere decir que la característica no sea relevante en el precio, sino que más bien su impacto es principalmente captado por otra variable con la cual se encuentre altamente correlacionado. Por tal motivo, en este estudio se presentan dos estimaciones alternativas, una con todas las variables incluidas, a pesar que los parámetros asociados a ella resulten no significativos, y otra con la inclusión de los parámetros que sólo resulten estadísticamente significativos. Debe tenerse presente que las dos alternativas anteriores están sujetas a posibles errores, en el primer caso la inclusión de variables irrelevantes, y en el segundo la exclusión de variables relevantes. Sin lugar a dudas la exclusión de variables relevantes es el problema que produce mayor daño en las estimaciones, ya que no sólo sesga los coeficiente estimados, sino que tampoco desaparece el sesgo a medida que se agranda el tamaño de la muestra. No obstante, esta metodología se utiliza con el fin de obtener precisión en los valores de los parámetros estimados, lo cual no es el objetivo principal del trabajo. Es de esperar, que cualquiera de las dos alternativas arrojen resultados similares respecto al índice de pecios construido, independientemente del valor de los parámetros.

---

<sup>9</sup> Morandé & Soto (1992).

En tercer lugar, hay que recordar que la información extraída se basa en publicaciones de los propios interesados en vender su casa, y que esta publicación tiene un costo asociado a la extensión del aviso. Como consecuencia de ello, el oferente de la casa no necesariamente menciona en el aviso toda la información relevante respecto al bien, i.e., las características que desea conocer el investigador, sino que más bien sólo publica las que le resulte relevantes a él como oferente. Así, en muchas de las características se encontrarán datos ausentes, lo que podríamos llamar una sub-caracterización del bien. La forma en que esta sub-caracterización afecte los resultados dependerá crucialmente del patrón que posea el error. Como un ejemplo, muchos de los oferentes no explicitan en los avisos si la casa posee living y comedor separados. Sin embargo, es razonable suponer que la omisión de esta característica es aleatoria y no se encuentra correlacionada con otras características. Esto es lo mismo que decir que, en promedio, la cantidad de oferentes que tienen la característica y no la mencionan es igual la cantidad de oferentes que no la tienen y tampoco la mencionarían. Cumpliéndose este supuesto no se presentarían problemas adicionales a las estimaciones.

Por último, cabe mencionar que el precio y el arriendo utilizados en las estimaciones son precios de oferta, lo cual no necesariamente coincide con el precio efectivo de la operación. De hecho, en general el precio efectivo de la operación es menor al precio de oferta. Para que los resultados no se vean afectados se puede suponer, tal como lo hacen Morandé & Soto (1992), que el cociente entre el precio de oferta y el precio efectivo no varía al compás del ciclo económico, esto es, puede variar, pero si lo hace es de manera aleatoria. De esta manera, los resultados seguirían siendo válidos. No obstante, para corroborar esa hipótesis se dispone con una serie construida para dicho cociente por parte de la Asociación de Corredores de Propiedades (ACOP)<sup>10</sup>. De no comprobarse que dicha hipótesis es cierta, se corregirán los precios estimados aplicando a los precios recolectados el factor correspondiente a su período de tiempo.

### III.3 Estimaciones

#### III.3.1 Índice precio venta

Dada la estructura de bien compuesto de la vivienda, y asumiendo que los atributos individuales entran de manera exponencial en la formación del precio, se postula la siguiente forma funcional para el precio (o el arriendo, según corresponda):

$$P_{it} = e^{X_{it}\beta} e^{\varepsilon_{it}} \quad (9)$$

Donde  $P_{it}$  es el precio (o arriendo) de la vivienda  $i$  en el período  $t$ ,  $X_{it}$  es la matriz de características de la vivienda, la que puede incluir variables dicotómicas y continuas,  $\beta$  es el

---

<sup>10</sup> La ACOP extrae una submuestra de la muestra que habitualmente recoge para construir sus series de precios, y mediante llamadas telefónicas compara el precio efectivo de la operación con el precio inicial de oferta.



vector de parámetros, y  $\epsilon_{it}$  es un error aleatorio con media cero y varianza  $\sigma^2$ , el cual no está correlacionado con sus valores pasados y futuros, ni con el resto de las variables incluidas en el modelo<sup>11</sup>.

Por lo tanto, tomando el logaritmo en ambos miembros se obtiene:

$$\text{Log}(P_{it}) = X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (10)$$

que es la ecuación a estimar.

Con respecto a las características incluidas en el modelo, estas se enumeran y describen en la Tabla N° 4, en la cual se han eliminado los *outliers* o puntos extremos, definidos como aquellas observaciones para las cuales el valor estandarizado de su precio era mayor que 4, o menor que -4.

**Tabla N° 4. Variables Utilizadas. Estadísticas Descriptivas de la Muestra.**

Variable	Bodega	Baño	Condominio	Living	L_C	Jardín	Estacionamiento	Patio	Piscina	Servicio	Teléfono
Media	0,031	1,672	0,094	0,500	0,500	0,266	0,516	0,281	0,094	0,625	0,125
Mediana	0,000	2,000	0,000	0,500	0,500	0,000	1,000	0,000	0,000	1,000	0,000
Desv. Estan.	0,175	0,465	0,294	0,504	0,504	0,445	0,504	0,453	0,294	0,488	0,333

**Tabla N° 5. Estimación Precios. Sólo Significativas**

<b>Variable Dependiente: LOG(PRECIO)</b>				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficiente	Estad. Error	Estadístico-t	Prob.
<b>Constante</b>	7.875667	0.062084	126.8552	0.0000
<b>Condominio</b>	-0.140960	0.044637	-3.157948	0.0020
<b>Piscina</b>	0.633534	0.133654	4.740114	0.0000
<b>Servicios</b>	0.212641	0.059289	3.586532	0.0005
<b>Baño-1.5</b>	0.135318	0.049401	2.739143	0.0071
<b>Living_Comedor</b>	-0.129702	0.041745	-3.107003	0.0024
<b>Patio</b>	-0.268262	0.095662	-2.804271	0.0059
R-Cuadrado	0.487809	F-statistic		19.36538
R-Cuadrado Ajustado	0.462619	Prob(F-statistic)		0.000000
D.E. de regresión	0.241314	Log(Verosimilitud)		3.949010
Suma Cuadrados resid	7.104372	Durbin-Watson		1.738302

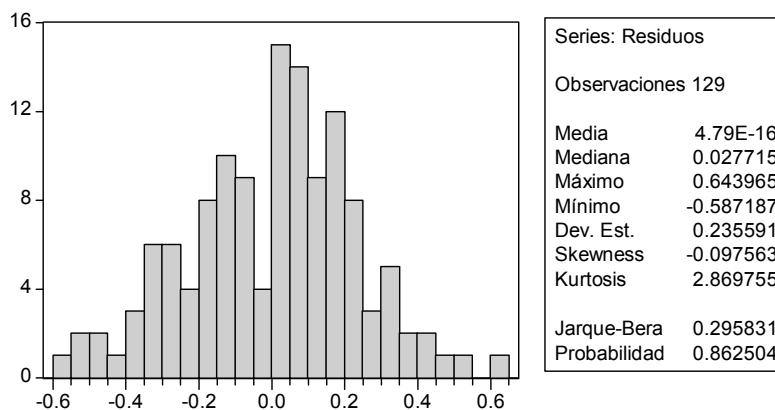
<sup>11</sup> Al suponer que el error tiene media cero se ha asumido implícitamente que la primera fila de X es un vector de unos, o lo que es lo mismo, que el modelo incluye una constante.

La estimación del modelo que incluye sólo las variables que resultaron estadísticamente significativas se presenta en la Tabla N° 5. Pese a esto, el R2 es pequeño para tratarse de series de tiempo, sólo 48% de la varianza en los precios se puede explicar por los atributos escogidos. Sin embargo, debe considerarse que en las estimaciones realizadas en estudios anteriores, el R2 también es pequeño, en general inferior a 0,75. Tanto el estadístico de Durbin-Watson, como el test de correlación serial (Tabla N° 6) rechazan la existencia de autocorrelación en los residuos, al tiempo que un test sobre la normalidad de los residuos no permiten rechazar esta hipótesis (Gráfico N° 1).

**Tabla N° 6**  
**Test de autocorrelación de los residuos. Modelo sólo significativas**

<b>Test de Correlación Serial LM de Breusch-Godfrey</b>			
F-statistic	1.313936	Probabilidad	0.272598
Obs*R-Cuadrado	2.764424	Probabilidad	0.251023

**Gráfico N° 1. Test de normalidad de los residuos**  
**Modelo sólo significativas**



En cuanto a los valores estimados para los parámetros, dos de ellos exhiben valores llamativos. El primero de ellos es el signo de la variable patio. Como se desprende de la Tabla N° 7, el modelo estimado parece predecir que el hecho que la casa posea patio reduce su precio en 3,4%, lo cual resulta contra intuitivo. Una explicación que encontramos para este peculiar resultado es que en realidad la variable patio estaría captando otro tipo de efectos. Específicamente, si uno se pregunta por qué un oferente publicaría que una casa tiene patio –lo que parece una obviedad- es porque tal vez la casa en realidad no tiene ningún atributo valorable, o muy pocos. Así, desde esta perspectiva el hecho que la publicación incluya la palabra “patio” estaría dando la señal de baja calidad de la vivienda.

En lo referente a la variable condominio, el parámetro que lo acompaña también es significativo, si bien se podría pensar a priori que el parámetro asociado a ella debiera ser positivo, debido principalmente a la mayor seguridad que ofrece un condominio. También es cierto que vivir en un condominio entalla otro tipo de desventajas, ya que se deben compartir los espacios comunes, respetar los reglamentos internos, etc. Además, al menos para la comuna de Ñuñoa, esto estaría reflejando también un tamaño medio menor de las casas en condominio.

Respecto al resto de las variables, los resultados son los esperados, al menos en signo. Así, si la vivienda posee piscina, su precio aumenta en 8%, mientras que las dependencias de servicio incrementan su precio en 2,7%, y cada baño extra lo hace en 1,7%.

**Tabla N° 7**  
**Elasticidades**

<b>Variable</b>	<b>Elasticidad</b>
Condominio	-1,79%
Piscina	8,04%
Servicios	2,70%
Baño-1.5	1,72%
Living_Comedor	-1,65%
Patio	-3,41%

Adicionalmente, dada la posible existencia de multicolinealidad, se estimó el modelo incluyendo todas las características recogidas. Estas estimaciones se presentan en la Tabla N° 8, en tanto que las pruebas respecto a sus propiedades estadísticas se encuentran en la Tabla N° 9 y el Gráfico N° 2. Como se desprende de ellas, los resultados permanecen prácticamente inalterados, e inclusive también sus propiedades estadísticas, por lo que de ahora en adelante se trabajará con el modelo que incluye sólo variables estadísticamente significativas.

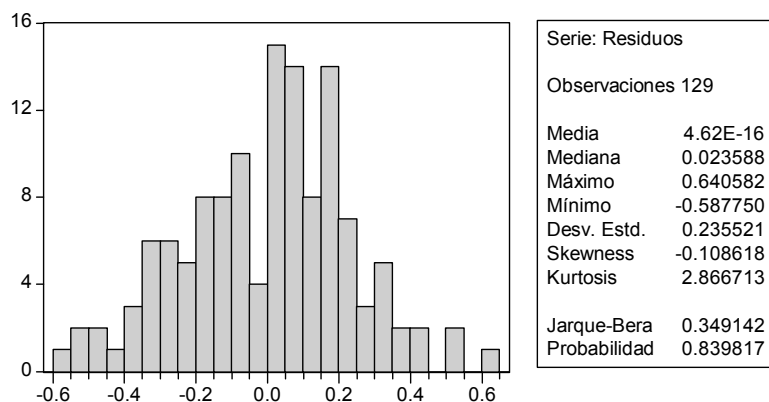
**Tabla N° 8**  
**Estimación precios. Todas las variables**

<b>Variable Dependiente: LOG(PRECIO)</b>				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
<b>Variable</b>	<b>Coficiente</b>	<b>Estd. Error</b>	<b>Estadístico-t</b>	<b>Prob.</b>
<b>Constante</b>	7.879049	0.065764	119.8073	0.0000
<b>Condominio</b>	-0.143035	0.046537	-3.073556	0.0026
<b>Jardín</b>	-0.005230	0.044721	-0.116954	0.9071
<b>Servicios</b>	0.212680	0.059707	3.562047	0.0005
<b>Baños-1.5</b>	0.136806	0.050103	2.730475	0.0073
<b>Living_Comedor</b>	-0.130689	0.042557	-3.070892	0.0026
<b>Bodega</b>	-0.023151	0.052796	-0.438498	0.6618
<b>Piscina</b>	0.630247	0.139023	4.533413	0.0000
<b>Patio</b>	-0.268577	0.098943	-2.714450	0.0076
R-Cuadrado	0.488112	F-statistic		14.30329
R-Cuadrado Ajustado	0.453986	Prob(F-statistic)		0.000000
D.E. de regresión	0.243245	Log(verosimilud)		3.987221
Suma Cuadrados resid	7.100164	Durbin-Watson stat		1.738156

**Tabla N° 9**  
**Test de autocorrelación de los residuos. Todas las variables**

<b>Test de Correlación Serial LM de Breusch-Godfrey</b>			
F-statistic	1.304086	Probabilidad	0.275303
Obs*R-Cuadrado	2.789647	Probabilidad	0.247877

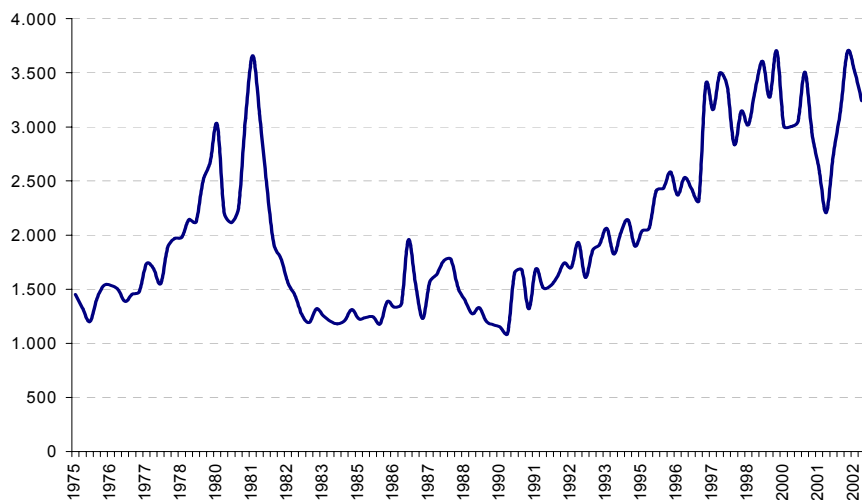
**Gráfico N° 2. Test de normalidad de los residuos**  
**Modelo todas las variables**



Ahora, para calcular el precio de la casa promedio, a cada precio observado se le descuenta el costo imputado de cada ítem que no pertenezca a la casa “promedio”. Por ejemplo, si una casa posee piscina se le descuenta al valor observado un 8%, y si además posee dependencias de servicio se le descuenta un 2,7% adicional, y así sucesivamente. Luego, para hacer los resultados compatibles con los de Morandé (1992) y Bergoening et al. (1998) se calcula el promedio trimestral, empalme que se presenta en el Gráfico N° 3.

### Gráfico N° 3

Precio de Casas Ñuñoa  
En UF



#### III.3.2 Índice precio arriendo

La metodología utilizada en el caso de los arriendos es la misma que la utilizada en el precio de venta por lo que no se abundará en detalles. Las estimaciones resultantes se presentan en la Tabla N° 10.

Nótese que en el caso de los arriendos se utilizó un método de estimación diferente al anterior, debido a la forma en la cual se extrae la muestra. El Mercurio organiza los avisos de menor a mayor de acuerdo al precio de arriendo, por lo que la primera observación tomada cada día arroja siempre un menor valor que las dos siguientes, en tanto que la tercera es siempre mayor. Una alternativa es tomar el promedio diario de estas series. No obstante, en este trabajo se encontró que se obtenía un mejor ajuste al considerarlas como series independientes y aplicar las técnicas de datos de panel, en este caso, un panel de efectos fijos permitiendo que los errores de las diferentes series se encuentren correlacionados. Además, se incluyó la variable dependiente rezagada para controlar por correlación serial en los residuos.

**Tabla N° 10. Estimación Arriendo Casas. Todas las Variables**

<b>Variable Dependiente: Log(Arriendo_Real)</b>				
<b>Método: Regresión Aparentemente no Relacionada (SUR)</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coficiente</b>	<b>Estad. Error</b>	<b>Estadístico-t</b>	<b>Prob.</b>
<b>Jardín</b>	0.006861	0.006649	1.031867	0.3025
<b>(Baños-1.5)</b>	0.033602	0.005938	5.658421	0.0000
<b>Servicios</b>	0.019180	0.005762	3.328541	0.0009
<b>Piscina</b>	0.013388	0.016102	0.831432	0.4060
<b>Patio</b>	-0.002381	0.007170	-0.332106	0.7399
<b>Protecciones</b>	0.001377	0.010189	0.135181	0.8925
<b>Estacionamiento</b>	0.000165	0.004338	0.037954	0.9697
<b>Condominio</b>	-0.003666	0.008093	-0.453041	0.6507
<b>AR(1)</b>	0.334000	0.036672	9.107784	0.0000
<b>Constantes</b>				
<b>1</b>	11.96774			
<b>2</b>	12.08368			
<b>3</b>	12.21383			
R-Cuadrado	0.696915	Mean dependent var		12.10095
R-Cuadrado Ajustado	0.691648	S.D. dependent var		0.142870
S.E. of regression	0.079335	Sum squared resid		3.984149
Durbin-Watson stat	1.716233			

Como se observa en la Tabla N° 10, los resultados son similares a los obtenidos para los precios de venta, pero ahora la sensibilidad del arriendo a las diferentes características es menor que la del precio a los mismos atributos. Adicionalmente, sólo dos parámetros aparecen como estadísticamente significativos. Como se mencionó en párrafos anteriores, esto podría deberse a la existencia de colinealidad entre los atributos, lo que se corrobora al ir eliminando de la estimación en forma sucesiva las variables con menor *t-student*. La estimación resultante se presenta en la Tabla N° 11.

**Tabla N° 11. Estimación Arriendo Casas. Sólo Significativas**

<b>Variable Dependiente: Log(Arriendo_Real)</b>				
<b>Método: Regresión Aparentemente no Relacionada (SUR)</b>				
<i>Variable</i>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estad. Error</b>	<b>Estadístico-t</b>	<b>Prob.</b>
<b>Jardín</b>	0.014417	0.006426	2.065588	0.0433
<b>(Baños-1.5)</b>	0.027416	0.005586	4.908157	0.0000
<b>Servicio</b>	0.016122	0.007875	2.047111	0.0411
<b>Dependencias</b>	0.024918	0.007101	3.509220	0.0005
<b>Piscina</b>	0.014750	0.013873	1.842380	0.0822
<b>AR(1)</b>	0.238490	0.037963	6.282242	0.0000
<b>AR(2)</b>	0.098270	0.038595	2.546230	0.0111
<b>AR(3)</b>	0.259047	0.037105	6.981390	0.0000
<b>Constantes</b>				
<b>1</b>	11.96269			
<b>2</b>	12.07911			
<b>3</b>	12.20764			
R-Cuadrado	0.744422	Mean dependent var		12.09862
R-Cuadrado Ajustado	0.740352	S.D. dependent var		0.140595
S.E. of regression	0.071641	Sum squared resid		3.223182
Durbin-Watson stat	1.893710			

Aplicando la misma metodología que en el precio de venta, es decir, descontando del precio observado el costo de los atributos, se construyen las series de arriendo y retorno bruto anual, las que aparecen en los gráficos 4 y 6. Es valioso mencionar que la serie de retorno bruto se construyó como el cociente entre el arriendo mensual, deflactado por el IPC base 1998 = 100, y el precio de las casas expresado en la misma moneda y luego se anualizó el resultado. El retorno es “bruto” porque no se ha descontado la tasa de depreciación del bien ni el costo de mantenimiento.

Con respecto al arriendo, como se desprende del gráfico N° 4, siguió una trayectoria similar a la de los precios, llegando a su máximo en 1995. Sin embargo, a diferencia de los precios, desde entonces a caído continuamente (en términos reales), ubicándose en la actualidad en valores cercanos a los de 1987. Esto se ha reflejado en que el retorno bruto anual, se encuentre hoy en el mínimo de la muestra, y casi en el mismo valor que en 1981.

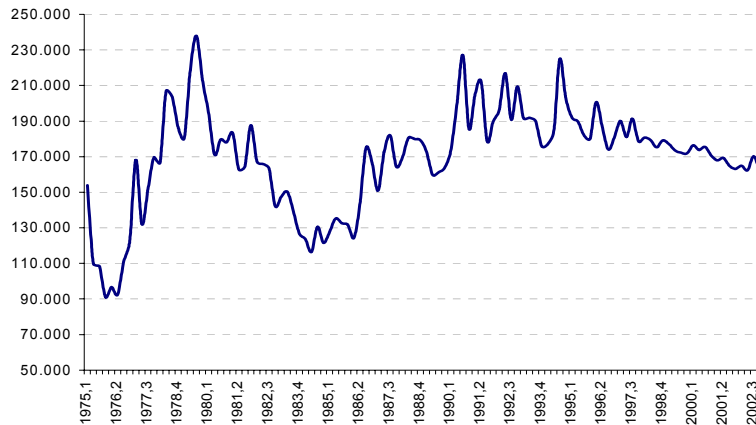
Este desempeño del retorno bruto anual tendría su explicación en la variación esperada del precio. Como es sabido, el retorno anual de un activo es igual al dividendo que paga cada año dicho activo más la apreciación esperada de su valor. Así, asumiendo que el crecimiento *ex post* observado en los precios fue anticipado *ex ante* por los agentes económicos, la caída



en el rendimiento bruto anual, tal como fue definido aquí, estaría reflejando las mayores ganancias observadas por la sola posesión del bien.

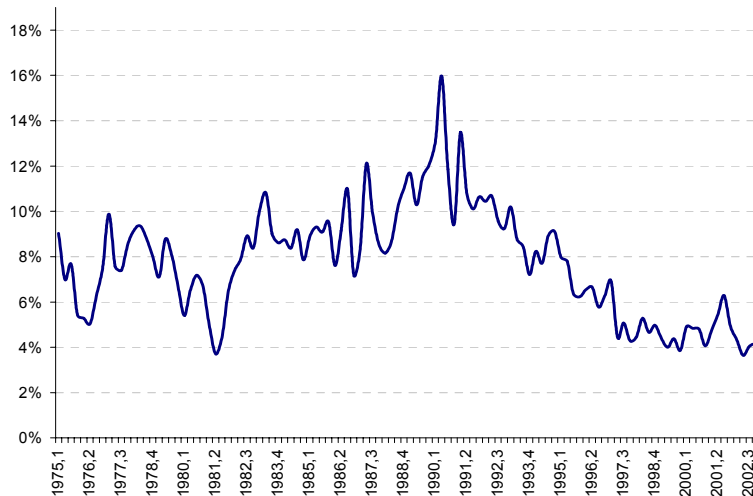
**Gráfico N° 4**

Arriendo de Casas en Ñuñoa  
En pesos de 1998



**Gráfico N° 5**

Retorno Bruto Anual



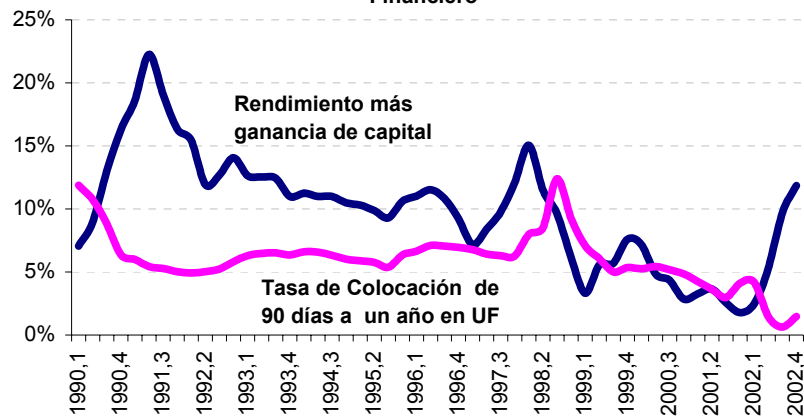
En efecto, cuando se incluye este efecto como se observa en el gráfico inferior<sup>12</sup>, durante la mayor parte de la década de los 90' el rendimiento de los activos inmobiliarios fue muy superior al rendimiento de un activo financiero equivalente, y precisamente es en este período donde se produjo el *boom* de inversión en el sector. Sin embargo, con el advenimiento de la crisis asiática, la relación entre estos tipos de activos se hizo más

<sup>12</sup> La ganancia esperada de capital se ha definido aquí, haciendo uso de la teoría de las expectativas racionales, como el incremento en el precio efectivamente observado.

estrecha, moviéndose de manera muy similar entre finales de 1998 y el segundo trimestre de 2002, para a continuación producirse una importante separación de las tendencias, superando ampliamente el rendimiento de los activos inmobiliarios a su equivalente financiero.

**Gráfico N° 6**

**Comparación: Rendimiento Inmobiliario Vs. Rendimiento Financiero**



## IV. Conclusiones

En el presente trabajo se aplicó la metodología de precios hedónicos para estimar el precio implícito de los atributos de las viviendas en el Gran Santiago. Esto, desde dos perspectivas y metodologías diferentes: 1) en corte transversal y 2) series de tiempo. Bajo la primera perspectiva, se estimaron los precios hedónicos de los atributos para el arriendo de las viviendas del Gran Santiago. El objetivo es descomponer el arriendo en los costos implícitos, o precios sombra, de cada uno de los atributos. En tanto que, mediante la segunda metodología se construyen índices de precios de venta y arriendo de casas para la comuna de Ñuñoa.

De los resultados encontrados - a partir de la muestra de corte transversal - cabe destacar que las variables que miden la distancia de la vivienda en relación al establecimiento educacional y comercial, así como también a una plaza o parque, no inciden sobre el valor del arriendo de una vivienda.

También se observa que a medida que el nivel socioeconómico aumenta, la disposición a pagar por un dormitorio adicional también aumenta. A su vez, el grupo cuatro, de nivel socioeconómico más alto, valora en mayor medida (\$95.695) el tener un baño adicional en su vivienda que el grupo tres (\$59.063) y el grupo dos (\$42.097). En esta misma línea destaca que hogares que arriendan viviendas ubicadas en el grupo uno, que representa el nivel socioeconómico más bajo en la muestra, no valoran el tener un baño adicional (el precio hedónico es cero).

Comparando los precios hedónicos entre baños y dormitorios se aprecia que, con excepción del grupo socioeconómico más bajo, la valoración de un baño adicional supera en tres veces la valoración de un dormitorio adicional.

Respecto del índice de calidad, donde un aumento de éste representa una calidad o estado de conservación inferior, se observa que, sin importar el grupo socioeconómico, un incremento del índice tiene siempre asociado un precio sombra negativo.

Por otra parte, desde la perspectiva de series de tiempo, y una vez construidos los índices de precios de venta y arriendo de casas, se encuentra que el precio de las casas, luego de haber llegado a niveles mínimos en años posteriores a la crisis de los 80's, a principios de la década de los 90's tomaron una senda alcista que llevo a que en tan sólo siete años (1990-1997) el precio de las casas más que se triplicará. Sin embargo, con el advenimiento de la crisis asiática este incremento se detuvo, lo que no significó una caída como en la crisis previa. Desde entonces los precios se han estabilizado en torno a U 3.250, aunque se observa una mayor varianza en los últimos años.

Por el contrario, el arriendo de la casa promedio ha experimentado una continua merma en términos reales desde 1995. De todas maneras, dicha merma, si bien es continua y persistente, no ha sido muy profunda, ubicándose actualmente el arriendo en términos reales en torno al promedio de la muestra. Sin embargo, esta combinación de precios al alza y arriendo en caída ha redundado en que el retorno bruto anual – se considera “bruto” ya que no incluye la depreciación ni el costo de mantenimiento del mismo – se encuentre en valores mínimos de la muestra. No obstante, al corregirse el retorno por la ganancia de capital esperada por la tenencia del activo se constatan dos hechos de relevancia: 1) que durante el período del *boom* de inversión en el mercado de vivienda el rendimiento de estas últimas fue largamente superior al de los activos financiero, y 2) en los últimos trimestres se observa un repunte en el retorno esperado de los activos inmobiliarios, empujado principalmente por la ganancia esperada de capital.

## V - Anexos

### V.1 - Agrupación de viviendas por comuna

GRUPO 1	GRUPO 2	GRUPO 3	GRUPO 4
Cerro Navia Calera de Tango La Pintana La Granja Lo Espejo Colina Renca Huechuraba El Bosque	Macul Pedro Aguirre Cerda Conchalí Quinta Normal San Bernardo Lo Prado Pudahuel Cerrillos Maipú San Joaquín San Ramón Quilicura Recoleta Puente Alto Lampa Estación Central Peñalolén La Florida Independencia San Miguel	Santiago Pirque La Cisterna Ñuñoa	La Reina Las Condes Providencia Vitacura Lo Barnechea

## V.2 - Anexo Metodológico

En la tabla 1 se muestra los distintos tipos de materiales para categoría. Cada una toma el valor según el orden de calidad. Es decir, al ladrillo o concreto se le asignó el número 1, a la albañería de piedra el número 2, y así sucesivamente.

**Tabla N°1: Material predominante muros, pisos y techos.**

Material predominante muros	Material predominante piso	Material predominante techo
1. Ladrillo o concreto	1. Radier revestido	1. Teja o losa de hormigón con cielo interior
2. Albañilería de piedra	2. Radier no revestido	2. Zinc o pizarreño con cielo interior
3. Tabique forrado por ambas caras	3. Tabla o parquet sobre soleras o vigas	3. Zinc, pizarreño, teja o madera sin cielo interior
4. Tabique sin forro exterior	4. Madera, plástico o pastelones sobre tierra	4. Fonolita
		5. Desechos, coirón, totora, etc.

El material predominante para muros, pisos y techos se clasifica de 1 a 5, donde el tipo 1 es el material de mejor calidad y el tipo 5 de peor calidad.

El estado de conservación de muros, pisos y techos puede tomar el valor de uno si es bueno, 2 si es aceptable y 3 si es malo.

De este modo, al multiplicar cada tipo de material por el estado de conservación se obtiene un número que está entre 1 y 15, donde el número 1 implica una vivienda con los materiales de mejor calidad y en buen estado. Luego se ponderó este número por el porcentaje que representa cada ítem dentro del costo total de edificación (un promedio aproximado, ya que además el costo depende de otras variables, como de las terminaciones, por ejemplo). Los porcentajes aplicados como ponderadores son:

- Muros: 50%
- Techo: 35%
- Piso: 15%

El índice (para cada vivienda) va a ser la suma ponderada de las multiplicaciones entre materiales y calidad para techo, muro y pisos. Matemáticamente:

$$\text{Índice} = 0,5 * \text{Material Predominante Muro}_i * \text{Estado Conservación Muro}_i + 0,35 * \text{Material Predominante Techo}_i * \text{Estado Conservación Techo}_i + 0,15 * \text{Material Predominante Piso}_i * \text{Estado Conservación Piso}_i$$

La media del índice es 2,14, que equivale a la ponderación de las medias de cada variable. En la tabla 2 se muestra un resumen de las variables que forman el índice. La columna porcentaje se refiere a la proporción de viviendas que están construidas con cada tipo de material respecto al total. Por ejemplo, el 78% de las viviendas tiene muros de ladrillo o concreto (y esta variable toma el valor de uno en el índice). El promedio de cada variable es el promedio ponderado del valor de cada material por el porcentaje de viviendas que están construidas por ese material.

Las últimas tres columnas muestran el estado de conservación de cada material. Se aprecia una relación directa entre tipo de material y estado de conservación. Es decir, aquellos materiales de mejor calidad tienen un estado de conservación mejor que aquellos materiales de calidad más baja.

**Tabla 2: DESCRIPCIÓN MATERIAL PREDOMINANTE MURO, PISO Y TECHO**

	MATERIAL	Valor		ESTADO CONSERVACIÓN		
		Porcentaje		Bueno (1)	Aceptable (2)	Malo (3)
<b>MURO</b>	Ladrillo o concreto (hormigón) o bloque (hormigón armado)	1	78%	88%	10%	2%
	Albañería de piedra	2	1%	36%	55%	9%
	Tabique forrado por ambas caras	3	14%	55%	41%	4%
	Adobe	4	5%	35%	63%	2%
	Barro, quincha o pirca	5	0%	15%	0%	85%
	Tabique sin forro interior	6	2%	17%	65%	18%
	PROMEDIO VARIABLE MURO		1,53		1,22	
<b>PISO</b>	Radier revestido (parquet, cerámica, tabla, linóleo, flexit, baldosa, alfombra, etc.)	1	72%	89%	9%	2%
	Radier no revestido	2	9%	43%	47%	10%
	Tabla o parquet sobre soleras o vigas	3	15%	64%	33%	3%
	Madera, plástico o pastelones directamente sobre tierra	4	4%	37%	46%	17%
	Piso de tierra	5	0%	0%	0%	100%
	PROMEDIO VARIABLE PISO		1,51		1,23	
<b>TECHO</b>	Teja, tejuela, losa de hormigón con cielo interior	1	24%	88%	9%	3%
	Zinc o pizarreño con cielo interior	2	71%	82%	16%	2%
	Zinc, pizarreño, teja, tejuela o madera sin cielo interior	3	5%	26%	59%	15%
	Fonolita	4	0%	0%	1%	99%
	Desecho	5	0%	0%	0%	0%
	PROMEDIO VARIABLE TECHO		1,82		1,22	

El índice promedio equivale a una vivienda con muros de ladrillo, concreto o albañería de piedra, con piso principalmente de radier no revestido y techo principalmente de zinc o pizarreño con cielo interior, todo ponderado por un nivel de calidad entre bueno y aceptable.

### V.3 - Series de Precios y Arriendos Generadas para Casas Usadas en Comuna de Ñuñoa

Trimestre	Arriendo en pesos de 1998	Precio UF	Retorno Bruto Anual	Trimestre	Arriendo en pesos de 1998	Precio UF	Retorno Bruto Anual
1975,1	153.986	1.451	9,03%	1989,1	172.751	1.273	11,69%
1975,2	109.859	1.326	6,99%	1989,2	159.875	1.330	10,29%
1975,3	108.475	1.199	7,66%	1989,3	161.238	1.202	11,54%
1975,4	91.169	1.409	5,42%	1989,4	163.727	1.171	12,06%
1976,1	96.700	1.533	5,28%	1990,1	173.259	1.146	13,09%
1976,2	92.438	1.534	5,04%	1990,2	198.863	1.091	15,98%
1976,3	110.958	1.496	6,24%	1990,3	227.046	1.649	11,86%
1976,4	122.691	1.385	7,49%	1990,4	185.661	1.679	9,43%
1977,1	168.153	1.454	9,88%	1991,1	204.817	1.318	13,48%
1977,2	132.135	1.479	7,56%	1991,2	212.285	1.688	10,78%
1977,3	151.639	1.734	7,39%	1991,3	178.721	1.513	10,10%
1977,4	169.590	1.691	8,52%	1991,4	189.769	1.528	10,64%
1978,1	166.550	1.550	9,16%	1992,1	196.339	1.611	10,43%
1978,2	206.747	1.883	9,36%	1992,2	216.840	1.742	10,67%
1978,3	203.696	1.968	8,80%	1992,3	190.767	1.702	9,57%
1978,4	186.447	1.981	7,98%	1992,4	209.448	1.932	9,24%
1979,1	180.464	2.145	7,11%	1993,1	191.708	1.609	10,19%
1979,2	218.845	2.120	8,78%	1993,2	191.835	1.856	8,79%
1979,3	237.962	2.496	8,08%	1993,3	189.924	1.913	8,43%
1979,4	213.247	2.674	6,72%	1993,4	175.968	2.063	7,21%
1980,1	194.873	3.022	5,40%	1994,1	177.050	1.824	8,23%
1980,2	171.235	2.203	6,55%	1994,2	184.223	2.024	7,71%
1980,3	179.539	2.113	7,18%	1994,3	224.880	2.141	8,94%
1980,4	178.097	2.249	6,67%	1994,4	203.031	1.897	9,12%
1981,1	183.240	3.081	4,97%	1995,1	192.028	2.041	7,97%
1981,2	162.904	3.658	3,70%	1995,2	189.744	2.064	7,78%
1981,3	164.429	3.103	4,42%	1995,3	181.957	2.409	6,36%
1981,4	187.659	2.457	6,43%	1995,4	180.084	2.433	6,23%
1982,1	167.223	1.918	7,37%	1996,1	200.657	2.585	6,54%
1982,2	165.826	1.783	7,88%	1996,2	186.938	2.370	6,65%
1982,3	163.296	1.558	8,92%	1996,3	174.034	2.532	5,77%
1982,4	142.312	1.440	8,39%	1996,4	180.933	2.424	6,28%
1983,1	147.396	1.256	10,03%	1997,1	190.085	2.320	6,91%
1983,2	150.246	1.191	10,82%	1997,2	181.124	3.392	4,44%
1983,3	139.684	1.319	9,02%	1997,3	191.303	3.157	5,08%
1983,4	126.853	1.253	8,60%	1997,4	178.707	3.498	4,29%
1984,1	123.681	1.202	8,75%	1998,1	180.810	3.383	4,44%
1984,2	116.398	1.180	8,37%	1998,2	179.318	2.837	5,28%
1984,3	130.580	1.210	9,19%	1998,3	175.292	3.146	4,65%
1984,4	121.548	1.312	7,85%	1998,4	179.163	3.018	4,97%
1985,1	127.826	1.226	8,87%	1999,1	177.204	3.352	4,39%
1985,2	135.277	1.239	9,31%	1999,2	173.612	3.607	4,00%
1985,3	132.571	1.243	9,08%	1999,3	172.246	3.272	4,38%
1985,4	131.680	1.179	9,53%	1999,4	171.897	3.704	3,86%
1986,1	124.364	1.384	7,60%	2000,1	176.408	3.005	4,91%

<b>Trimestre</b>	<b>Arriendo en pesos de 1998</b>	<b>Precio UF</b>	<b>Retorno Bruto Anual</b>	<b>Trimestre</b>	<b>Arriendo en pesos de 1998</b>	<b>Precio UF</b>	<b>Retorno Bruto Anual</b>
<b>1986,2</b>	143.104	1.333	9,14%	<b>2000,2</b>	173.790	3.002	4,83%
<b>1986,3</b>	174.612	1.365	10,98%	<b>2000,3</b>	175.521	3.048	4,80%
<b>1986,4</b>	166.793	1.956	7,20%	<b>2000,4</b>	170.736	3.505	4,06%
<b>1987,1</b>	151.012	1.553	8,25%	<b>2001,1</b>	167.875	2.937	4,75%
<b>1987,2</b>	172.637	1.230	12,10%	<b>2001,2</b>	169.251	2.600	5,45%
<b>1987,3</b>	182.060	1.564	9,95%	<b>2001,3</b>	164.865	2.207	6,28%
<b>1987,4</b>	164.508	1.636	8,54%	<b>2001,4</b>	163.097	2.746	4,93%
<b>1988,1</b>	169.305	1.761	8,15%	<b>2002,1</b>	164.961	3.149	4,34%
<b>1988,2</b>	180.534	1.774	8,65%	<b>2002,2</b>	162.304	3.696	3,64%
<b>1988,3</b>	179.968	1.517	10,15%	<b>2002,3</b>	170.276	3.511	4,04%
<b>1988,4</b>	179.147	1.395	11,03%	<b>2002,4</b>	161.925	3.242	4,18%



## VI. Bibliografía

- Bajari, Patrick y Matthew E. Kahn (2002), “Estimating Housing Demand with an Application to Explaining Racial Segregation in Cities”. Stanford University.
- Brown, James y Harvey Rosen (1982), “On the Estimation of Structural Hedonic Price Models”. *Econometrika*, Vol. 50, Issue 3, pp.765-768. Mayo 1982
- Bergoeing, Raphael, Felipe Morandé y Raimundo Soto (2002). “Assets Prices in Chile: Facts and Fads”. En: *Banking, Financial Integration, and International Crises*, edited by Leonardo Hernández and Klaus Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Green, William. “Análisis Económico”, tercera edición.
- Morandé, Felipe (1992). “The Dynamics of Real Asset Prices, The Real Exchange Rate, Trade Reforms, and Foreign Capital Inflows. Chile 1976-1989”, *Journal of Development Economics*, Vol. 39, pp. 111-139.
- Morandé, Felipe y Raimundo Soto (1992). “Una Nota Sobre la Construcción de Series de Precios de Activos Reales: Tierra y Casas en Chile (1976-1989)”. *Revista de Análisis Económico*, Vol. 7, N° 2, pp169-177. Noviembre 1992.
- Rosen, Sherwin. “Hedonic Prices and Implicit Market: Product Differentiation in Pure Competition”. *Journal of Political Economy*, Vol. 82, Issue 1, pp 35-55