



Universidad de  
**San Andrés**

**Departamento Académico de Economía**

Trabajo de Licenciatura en Economía

*El efecto de la renta implícita en la distribución del ingreso:*

*Estudio basado en la ENGH 2004/2005*

**Alumno:** Alan Romanchuk (18190)

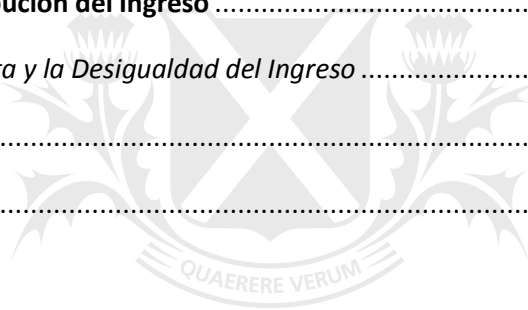
**Mentor:** Javier García Cicco

.....  
Firma del Mentor

-Bueno Aires, Mayo 2012-

## Índice

<b>1. Introducción</b> .....	2
<b>2. Rendimientos en forma de consumo</b> .....	4
<b>3. Precios Hedónicos y Regresiones por Cuantiles</b> .....	7
<b>4. Primeros Resultados</b> .....	13
<i>Base de Datos</i> .....	13
<i>Primera Etapa: Modelos Completos y Simples</i> .....	15
<i>Segunda Etapa: Regresiones por Cuantiles</i> .....	18
<b>5. Renta Implícita y Distribución del Ingreso</b> .....	23
<i>Ajuste por Renta Implícita y la Desigualdad del Ingreso</i> .....	29
<b>6. Conclusión</b> .....	33
<b>7. Bibliografía</b> .....	35



Universidad de  
**San Andrés**

## **El efecto de la renta implícita en la distribución del ingreso:**

### **Estudio Basado en la ENGH 2004/2005**

Alan Romanchuk  
Universidad de San Andrés  
aromanchuk@udesa.edu.ar

#### **Resumen:**

El objetivo del presente trabajo reside en estudiar el impacto que genera imputar rentas implícitas estimadas al salario declarado por las familias en la Encuesta Nacional de Gastos en los Hogares del período 2004/2005 (ENGH) en la distribución del ingreso. Esta investigación tiene como principal antecedente la investigación llevada a cabo por Gasparini y Sosa Escudero en el año 2004 con los datos de la ENGH 1996/1997. En este sentido, ambos resultados serán comparados intentando dar una explicación a los motivos que indujeron los cambios, en caso de haber modificaciones, en la distribución del ingreso entre los dos períodos.

Palabras Claves: renta implícita, precio de la vivienda, precios hedónicos, atributos de la vivienda, distribución del ingreso, regresiones por cuantiles.

Universidad de  
**San Andrés**

## 1. Introducción

En los últimos años, el precio del metro cuadrado en Argentina, en particular en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, ha experimentado un incremento importante tanto en términos cuantitativos como en la apreciación subjetiva de las personas. Como consecuencia y por efecto contagio, el mercado de alquileres siguió el mismo sendero aumentando un 450% el valor, haciendo aún más difícil la decisión entre comprar o alquilar una propiedad.

En mercados perfectos, el *trade off* planteado en el párrafo anterior no debería existir. En otras palabras, en equilibrio debería esperarse que si al salario mensual de los inquilinos se le restara la cuota mensual destinada al alquiler de la vivienda, el ingreso remanente debería asemejarse al ingreso total mensual que percibe un propietario de vivienda. Sin embargo, esto no sucede en la vida real. Esta afirmación, que pudo haber pasado desapercibida, es lo que motiva y da sentido a este trabajo.

Mientras que muchos activos solo generan dinero, hay otros que también generan rendimientos en forma de consumo. El principal ejemplo es la vivienda. Las familias que viven en sus propias viviendas no solo reciben una remuneración por la venta o renta de los factores de producción que ellos poseen (capital y trabajo), sino que también reciben implícitamente un flujo de ingreso equivalente al valor de mercado del servicio que el uso de esa propiedad representa para ellos. Esta remuneración, llamada renta implícita, debería computarse como parte del ingreso familiar, aun cuando el mercado nunca lo formalice.

El objetivo principal de este trabajo consiste en estimar la renta implícita “percibida” por las familias que habitan en sus propias viviendas a partir del alquiler pagado mensualmente por los inquilinos, para luego estudiar el impacto que esto genera en la distribución del ingreso. Los datos para llevar adelante este trabajo fueron obtenidos a partir de la Encuesta Nacional de Gastos en los Hogares del período 2004/2005 (ENGH).

Para estimar las rentas implícitas, se utilizará un modelo hedónico de precios similar al desarrollado por Gasparini y Sosa Escudero (2004), que permitirá asignar un precio implícito a cada uno de los atributos de cada vivienda a partir del alquiler pagado por aquellas familias inquilinas (por ejemplo el precio que representa para una casa el poseer un dormitorio adicional). Una vez obtenidos, los precios hedónicos de las características de aquellas viviendas que pagan alquiler serán utilizados para predecir la renta implícita que percibe una familia por ser propietaria. Finalmente, estas rentas estimadas serán sumadas al ingreso declarado por cada

familia en la encuesta, para medir la “nueva” distribución del ingreso (que surge de añadir los alquileres implícitos) a partir de varios coeficientes (Gini, Theil, CV, Atkinson) y compararlos con los calculados a partir de la ENGH del período 1996/1997, por los autores recién mencionados.

Dado que el objetivo de este trabajo consiste en estudiar los efectos distributivos que genera imputar la renta implícita al ingreso, el método estándar de mínimos cuadrados (MCO) puede dar lugar a estimaciones imprecisas. Por tal motivo, en esta investigación el modelo hedónico será estimado a partir de regresiones por cuantiles (RC). Es decir, para cada cuantil de la distribución condicional de los alquileres será estimada una ecuación de precios hedónicos, permitiendo una estimación más robusta.

Normalmente, los gobiernos de los distintos países del mundo suelen trabajar para tener una estabilidad tanto política y económica como social. Entre otras cosas, las economías mundiales intentan diseñar políticas públicas para redistribuir, de forma más eficiente y equitativa, la riqueza. En este sentido, como resultado principal se espera obtener medidas de distribución del ingreso más igualitarias (más cercanas a 0) con respecto a las obtenidas por Gasparini y Sosa Escudero en el año 2004 a partir de la ENGH 1996/1997. Sin embargo, como se verá en la última parte del trabajo, no siempre imputar la renta implícita mejora la distribución del ingreso. En algunas ocasiones, y dadas determinadas circunstancias, imputar el alquiler implícito puede generar que la distribución del ingreso se torne más desigual.

El actual ensayo se encuentra dividido en 5 secciones. En la primera sección, serán abordados algunos de los problemas que resultan de ignorar la renta implícita. En la segunda se debaten la estimación y las estrategias de inferencia además de presentar una breve revisión de la literatura económica que hizo uso de los modelos hedónicos. En la sección 3 serán presentados los resultados junto con una breve descripción de la muestra utilizada. En la anteúltima parte, se exhibe la evaluación del impacto que genera la inclusión de la renta implícita en el la distribución del ingreso. Y finalmente, en la última sección, se concluye con las principales conclusiones y con algunos comentarios para una futura investigación.

## 2. Rendimientos en forma de consumo

A lo largo de la introducción, se ha mencionado reiteradamente la noción de renta implícita. Sin embargo, no ha quedado bien detallada la importancia económica que implica tener en cuenta este concepto a la hora de calcular la distribución del ingreso. En este sentido, primero será necesario darle una definición a este término para luego estudiar el impacto que genera incluirlo en la medición del bienestar social.

Dentro del marco económico, la renta implícita es definida como el alquiler al que una familia podría arrendar su casa a otra familia en el mercado. Sin embargo, al decidir “alquilarse a sí mismo su vivienda”, pierde la oportunidad de percibir alquileres de terceros y, por lo tanto, incurre en un costo de oportunidad.

En otras palabras, una familia propietaria, por ser dueña de su hogar, obtiene un rendimiento implícito de  $x$  pesos al año. Este rendimiento es tácito dado que la familia se lo está pagando a sí misma en concepto de alquiler. En caso de no ser propietaria, debería pagar una renta por vivir en las mismas condiciones que ahora. Sin embargo, la utilidad de la vivienda no está integrada únicamente por este alquiler implícito, sino que también hay que tener en cuenta la apreciación del inmueble. En conclusión, el rendimiento total anual por ser dueño de una vivienda, estará integrado por el incremento del valor de ese activo a lo largo del año más el rendimiento implícito descrito anteriormente.

Sea  $T$  el alquiler implícito de una vivienda, medido en pesos anuales, y  $A$  la apreciación esperada del valor monetario de la vivienda a lo largo de un año. Como se afirmó en el párrafo anterior, el rendimiento total anual de la posesión de la vivienda será la suma del rendimiento correspondiente a los alquileres,  $T$ , y del rendimiento correspondiente a la apreciación,  $A$ . Teniendo en cuenta que la vivienda inicialmente costó  $P$ , la tasa total de rendimiento anual de la inversión inicial de la vivienda es:

$$h = \frac{T + A}{P}$$

Se puede observar como la tasa total de rendimiento  $h$  está formada por dos componentes:

- $T/P$ : tasa de rendimiento correspondiente al consumo;
- $A/P$ : tasa de rendimiento correspondiente a la inversión.

Por su parte, alquilar no es necesariamente una mala idea. Sin embargo, es una práctica que sólo tiene sentido si uno puede ahorrar e invertir el costo de la compra de la casa de tal forma que esas inversiones produzcan una renta mayor que el ingreso implícito que el agente percibiría en caso de ser propietario. Sea  $r$  la tasa de rendimiento de otros activos financieros. En este caso, en condiciones de equilibrio, la tasa total de rendimiento de la inversión es:

$$r = \frac{T + A}{P}$$

Un agente, al principio del año, puede invertir  $P$  en un banco y obtener  $rP$  pesos al final del período, o bien puede adquirir una vivienda y ahorrar  $T$  pesos en concepto de alquileres, obteniendo un rendimiento de  $A$  pesos en concepto de apreciación del bien al final del año. En equilibrio, es de esperarse que el rendimiento total de estas dos inversiones sea igual. Si esta igualdad no se mantiene, el agente, al elegir, intentará maximizar su bienestar en base a la alternativa que mayor rendimiento le genere. Si  $T+A$  es mayor que  $rP$ , el bienestar del individuo mejoraría invirtiendo el dinero en la compra de la vivienda recibiendo  $T+A$  pesos al final del período, lo cual es mayor que  $rP$ <sup>1</sup>. En cambio, si  $T+A$  es menor que  $rP$ , la mejor opción sería ir a la entidad financiera e invertir  $P$  y obtener  $rP$  al final del año. Este rendimiento menos los alquileres pagados debería ser mayor que  $A$  para que el agente haya elegido óptimamente.

Suponiendo condiciones de equilibrio, los agentes de similares condiciones de vida, deberían estar indiferentes entre comprar o alquilar una casa. En este sentido, el nivel de vida de estos individuos sería idéntico, independientemente de la decisión tomada entre comprar o alquilar una vivienda, y con total independencia también de haber optado por comprarla con fondos propios o con un préstamo.

En la práctica, generalmente los estudios y las encuestas estiman el nivel de vida de un individuo por su ingreso corriente o por el gasto ajustado por la estructura familiar. Siguiendo el modelo planteado, los trabajos y encuestas del estilo de la ENGH registran el ingreso corriente para los propietarios y para los inquilinos. Sin embargo, esta encuesta subestima los ingresos de los propietarios a partir de la introducción de un sesgo en la medición de la distribución del ingreso y por ende, en la medición del bienestar y de la desigualdad social.

---

<sup>1</sup> Suponiendo un modelo simple sin comisiones del agente inmobiliario ni otros costos de transacción que suelen surgir en el acto de compra-venta de una propiedad.

Una alternativa para reducir el impacto de este problema consiste en sumarle al ingreso del propietario una estimación de los intereses perdidos como consecuencia de haber comprado una casa. Este valor debería ser igual a los ahorros que se derivan de no haber alquilado una casa similar a la que un propietario posee, es decir, la renta implícita. Sin embargo, existen tres problemas que merecen especial atención y análisis a la hora de llevar a cabo esta práctica:

- En primer lugar, cuando existe un mercado financiero al que una familia puede acceder para comprar una propiedad y re-pagar el préstamo en varios períodos, el hecho de que haya pagos pendientes implica que ella es la dueña de sólo una fracción de la vivienda y en ese caso la adición de la renta implícita no sería tan clara.
- El segundo conflicto surge cuando en el sistema financiero existe una brecha entre las tasas activas y pasivas. En este caso, si en el mercado financiero existe una única tasa de interés a la cual la familia puede endeudarse o invertir, entonces ajustar el ingreso por renta implícita minimizaría el problema. En cambio, si las tasas de interés para préstamos y depósitos difieren, añadir las estimaciones de renta implícita no resolvería del todo el problema de la homogeneidad entre los ingresos.
- Por último, algunas personas pueden reportar en las encuestas los ingresos brutos en lugar de los ingresos netos. En ese caso, la adición de la renta implícita induciría a sobre-estimar los ingresos generado una distorsión en las medidas de distribución.

En la siguiente sección se incluye una breve revisión de la literatura estudiada para el armado del modelo hedónico del trabajo, y se darán también, las principales razones por las cuales el método de regresiones por cuantiles es el elegido para estimar el modelo.



### 3. Precios Hedónicos y Regresiones por Cuantiles

En la sección anterior se ha destacado la causa que conduce a modificar los ingresos de los propietarios mediante la suma de la renta implícita de sus viviendas. Si bien la mayoría de las encuestas que intentan censar el gasto y el ingreso, como la ENGH en Argentina, poseen una pregunta que intenta recibir como respuesta la renta implícita de cada vivienda, lo cierto es que la mayoría de los encuestados desconoce el monto de tal valor. En este sentido, la renta implícita se vuelve no observable y por lo tanto debe ser estimada. Para dicha estimación, la elección de un método apropiado dependerá del nivel de agregación deseada y de la disponibilidad de datos.

Antes de ir al modelo *per se*, será presentada una breve reseña de la literatura para conocer los precursores de la metodología de precios hedónicos utilizada en este trabajo.

La mayoría de los autores sitúan el origen de la técnica de precios hedónicos en los trabajos realizados por Court (1939) para la determinación de precios en el mercado automovilístico a partir de distintos atributos que poseen los autos (caballos de fuerza, tiempo de frenado, tamaño de las ventanas, ancho de los asientos, y el tamaño de los neumáticos). Sin embargo, el primer trabajo en caracterizar la calidad de un producto en función de sus atributos y calcular el precio implícito de cada característica fue el de Waugh (1929).

No obstante, otros autores señalan que es preciso situar al verdadero origen de los modelos hedónicos diecisiete años antes, en 1922, cuando Haas analizó el precio por hectárea de tierra para cultivar en base al precio de venta por año y al tamaño, con datos sobre 160 transacciones de ventas agrícolas en Minnesota. Wallace (1926), continuando con esta misma línea de investigación, calculó el valor de las tierras agrícolas en Iowa.

Los estudios posteriores sobre modelos hedónicos son atribuibles a Lancaster, quien a mediados de los sesenta desarrolló la denominada Nueva Teoría del Consumidor, según la cual, la utilidad se deriva de las características de los bienes y no de los bienes por sí mismos.

La primera aplicación de esta metodología al mercado inmobiliario fue llevada a cabo por Ridker y Henning (1967) quienes aportaron evidencia empírica de que la polución afecta al precio de las viviendas.

En 1971 la obra de Griliches se basó en el cambio tecnológico y en la innovación, introduciendo la calidad de los bienes en la estimación de precios hedónicos. Su modelo hedónico en la demanda de fertilizantes ha contribuido a popularizar la técnica. Pero es Shervin Rosen, en 1974, el primero en proporcionar un tratamiento unificado del modelo teórico de los mercados

implícitos subyacentes en el modelo de precios hedónicos. A partir de este momento, el modelo desarrollado por Rosen ha llegado a ser generalmente aceptado como el paradigma del enfoque hedónico.

Asimismo, Freeman (1979) facilitó la primera justificación teórica para la aplicación de esta metodología al mercado de las viviendas.

A partir de Rosen, las aplicaciones del Modelo de Precios Hedónicos se han intensificado, principalmente en los países anglosajones.

Todos aquellos autores que hacen uso de la metodología en cuestión para el mercado inmobiliario, coinciden en que los modelos hedónicos son utilizados con dos propósitos principales. El más difícil es recuperar el precio hedónico de cada atributo de la vivienda; mientras que el segundo objetivo consiste en pronosticar el valor de las propiedades (Sheppard 1999). En este trabajo, el segundo uso de los modelos hedónicos es el que permitirá estimar las rentas implícitas a partir de las rentas pagadas por los inquilinos, para luego imputarlas al ingreso declarado en la ENGH por las familias propietarias. Más específicamente, el modelo a estimar consiste en una simple función del logaritmo de los precios (alquileres pagados) como función de una variedad de variables explicativas relacionadas con diferentes características observables de la vivienda.

Sin embargo, el método de mínimos cuadrados ordinarios no es el más eficiente. Un primer problema que presenta esta técnica, señalado por Gasparini y Sosa Escudero (2004), es que predice rentas altas para los hogares pobres y alquileres relativamente bajos para los hogares más ricos. Dado que la mayoría de las variables explicativas del modelo hedónico son variables binarias que indican si la casa o departamento tiene una determinada característica (Cocina, Gas Natural, Cochera, etc.) o variables con valores mayores para "mejores" características (cantidad de dormitorios, cantidad de baños, etc.), para los hogares de ingreso muy bajo estos indicadores son cero o próximos a cero, y por lo tanto, la predicción de la renta será muy cercana a la constante de la función hedónica. En otras palabras, el intercepto será el alquiler medio pagado por todos los individuos de la muestra, asignando a todos los hogares el mismo valor medio de estas características, sobrestimando erróneamente el valor de la vivienda habitada por las familias más pobres, y subestimando el valor de los hogares habitados por las familias que perciben mayores ingresos.

Gasparini y Sosa Escudero solucionan este inconveniente utilizando regresiones por cuantiles<sup>2</sup>. Más precisamente, los autores mencionados estiman para cada cuantil de la distribución condicional del ingreso la misma ecuación hedónica. De esta forma, los ingresos más bajos tienden a agruparse en los primeros cuantiles de la distribución condicional, mientras que los ingresos más altos, en los cuantiles finales. Esta técnica, que permite obtener una imagen estadística más completa de la relación existente entre las variables aleatorias (Koenker, 2000), es la que será utilizada en este estudio.

El modelo específico a ser estimado para cada cuantil es:

$$Q(A|\tau) = q\beta_{\tau} + Q(u|\tau)$$

donde  $Q(A|\tau)$  es el  $\tau$ -ésimo cuantil de la distribución condicional de los alquileres pagados por los inquilinos ( $A$ ),  $q$  es un vector de características observables de las viviendas incluyendo la constante,  $\beta_{\tau}$  es un vector que contiene todos los coeficientes que determinan como afecta cada característica observable de la vivienda a la renta pagada por el inquilino y  $u$  es el término de error que reúne todas las características no observables que afectan a la distribución condicional de los alquileres pagados.

En particular, algunas características que integran el vector  $q$  han sido depuradas mientras que otras han sido creadas con el objetivo de lograr un modelo más eficiente. La variable "Amenities", por ejemplo, fue creada a partir de aquellas viviendas que poseen piscina y/o Área Deportiva. Con mayor precisión, si una vivienda, sea departamento o casa, posee una piscina y/o área deportiva (cancha de fútbol, cancha de tenis, gimnasio, etc.), entonces la variable Amenities recibe el valor 1 como observación. Caso contrario, su valor será 0.

A continuación se detallan las variables utilizadas en el trabajo, y adicionalmente, algunas de las variables que se encuentran en el término de error,  $u$ , y que quizás sean incluidas en futuras ENGH con el fin de mejorar y afinar distintos estudios que se basan en ella, como esta investigación:

---

<sup>2</sup> Las regresiones por cuantiles ofrecen un panorama más completo de: (i) las relaciones entre variables aleatorias, y (ii) de los indicadores estadísticos. Así como minimizar la suma de cuadrados permite estimar una amplia variedad de modelos para funciones promedio condicionales, minimizar una simple versión asimétrica ponderada de residuos absolutos resulta en las estimaciones de funciones por cuantiles condicionales. El estimador de la regresión lineal por cuantiles es una herramienta que crece en importancia. En el campo de estudio de la economía, la literatura sobre regresión por cuantiles se expande rápidamente empleándose en estudios de demanda, en las finanzas, en estudios de datos de mercado de trabajo, y en otras ciencias.

Características Internas de la Propiedad		Características externas de la Propiedad	
Tamaño	Cantidad de Dormitorios Cantidad de Baños Cocina	Tamaño	Cochera Jardín Amenities Dimensión en m <sup>2</sup> *
Básicas	Gas Natural Electricidad Agua Corriente Sistema Cloacal	Básicas	Ubicación* Antigüedad* Vereda*
Calidad	Baño Exclusivo Aire Acondicionado Calefacción Teléfono Agua Caliente (Baño y Cocina) Tipo de Baño Estufa	Calidad	Villa de Emergencia Procedencia del Agua Material del Techo
Económicas	Alquiler pagado		

Las variables que poseen un asterisco comenzaron a incluirse en la ENGH 2004/2005 pero aún no se encuentran correctamente relevadas. Muchas veces las preguntas que hacen referencia a estos atributos son omitidas o muchas veces son respondidas incorrectamente por falta de información (Por ejemplo, la variable antigüedad posee solo un 30% de respuestas exitosas y del 70% restante, el 60% no ha respondido y el resto ha seleccionado la opción "Ns/Nr" (No sabe/No Responde)).

La estrategia de incluir tantas variables como sea posible, puede inducir a la existencia de alta multicolinealidad entre las variables independientes para un determinado tamaño de muestra. De esta forma, la identificación de los correctos coeficientes hedónicos podría verse perturbada y en consecuencia, la estimación de los precios implícitos podría ser imprecisa.

En este sentido, la elección de la adecuada forma funcional es crucial ya que, de lo contrario, puede verse afectada la estimación de los precios hedónicos (no necesariamente la predicción de los precios agregados), como afirman Cropper, Deck y McConnell (1988). En este sentido, y al igual que Gasparini y Sosa Escudero (2004), con el fin de mantener la dimensión del problema mencionado, tan baja como sea posible y sin perjudicar el rendimiento predictivo del modelo, la estrategia de estimación utilizada consiste en dos etapas:

### Primera Etapa:

- Fase Inicial: en esta etapa se estiman a partir de los alquileres pagados mensualmente y declarados por las familias inquilinas en la ENGH, los coeficientes de todas las variables explicativas (atributos observables de las viviendas) por medio del método de mínimos cuadrados (MCO). Esto se realiza para las casas y para los departamentos por separado. El producto final será llamado Modelo Completo;
- Fase Simple o de Exploración: en esta etapa, se utilizó un método de búsqueda con el fin de encontrar los regresores más significativos. Para esto, se siguieron dos métodos en paralelo: por un lado, el sondeo comenzó a partir de un modelo sin variables explicativas y se fueron agregando de acuerdo a la significatividad estadística (medida por el estadístico t de student) obtenida en la etapa anterior; y por otro lado comenzando con todas las variables explicativas y eliminando una por una de acuerdo al mismo criterio utilizado en la fase anterior. Además, y al igual que en el punto anterior, esto se realiza para las casas y para los departamentos por separado. El producto final será llamado Modelo Simple.

Para esta primera etapa, es necesario mencionar que se buscó la menor pérdida de poder de predicción entre el modelo completo y el simple. Para esto, fueron comparados los  $R^2$  ajustados de todos los modelos estimados con el fin de que la diferencia entre la bondad del ajuste del modelo de la fase exploratoria y la del modelo de la fase de búsqueda sea igual o muy cercana a cero.

### Segunda Etapa:

En esta etapa, a partir de los modelos seleccionados por mínimos cuadrados en la fase anterior, se procede a estimar los modelos simples para casas y departamentos por medio del método RC. En esta parte, hay que tener en cuenta que no se puede garantizar plenamente que el modelo elegido por MCO coincidiría con el elegido por una estrategia similar implementada a través del modelo de regresiones por cuantiles. Sin embargo, la principal razón de utilizar MCO en la primera etapa es reducir la gran cantidad de parámetros que serían estimados en caso de utilizar regresiones por cuantiles para depurar las variables. A modo de confirmar que la

metodología implementada tiene sentido, la pendiente de los modelos estimados por MCO no difiere ampliamente con la obtenida por medio de regresiones por cuantiles. Esto podrá ser observado en la siguiente sección de resultados.



Universidad de  
**San Andrés**

#### 4. Primeros resultados

##### *Base de Datos*

La datos utilizados en el presente trabajo surgen de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH)<sup>3</sup> 2004/2005 realizada en Argentina, entre los meses de octubre de 2004 y diciembre de 2005, a través de una muestra probabilística, polietápica<sup>4</sup> y estratificada en 45.326 viviendas a lo largo y ancho del país, seleccionadas a partir del Marco de Muestreo Nacional de Viviendas (MMNV). El MMNV fue desarrollado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) para realizar encuestas a hogares a nivel nacional con diversos propósitos. En la presente investigación solo serán utilizados los datos obtenidos para el Gran Buenos Aires (GBA)<sup>5</sup>.

El INDEC presenta los resultados preliminares de la ENGH 2004/2005, siendo su antecedente inmediato la ENGH 1996/1997. El operativo se realizó con la colaboración de las Direcciones Provinciales de Estadística y con la particularidad de ser la primera encuesta a hogares que permite realizar estimaciones para el total del país, incluyendo el ámbito rural. La encuesta permite caracterizar las condiciones de vida de los hogares, fundamentalmente en términos de su acceso a los bienes y servicios, y de los ingresos monetarios y en especie. Asimismo, proporciona información para el cálculo de las ponderaciones del Índice de Precios al Consumidor, para la actualización de las estructuras de las canastas de bienes y servicios, utilizadas en la estimación de las líneas de pobreza e indigencia, para las estimaciones de las Cuentas Nacionales, así como para el diseño de políticas públicas.

Hay que destacar también, que la ENGH muestra el gasto de consumo de los hogares a valores corrientes. El gasto de consumo de los hogares se distribuye entre diferentes bienes y servicios agrupados según el tipo de necesidades que satisfacen.

En la estimación fue utilizada una sub-muestra de hogares que reportaron vivir en casas o departamentos alquilados dentro del Gran Buenos Aires. Esta sub-muestra incluye 725 propiedades, 72 casas y 653 departamentos, de los 2841 hogares en toda la encuesta para GBA.

A continuación, el siguiente cuadro presenta las variables utilizadas para el presente trabajo junto con la respectiva descripción de cada una. Además, en la tabla, fueron incluidas las

---

<sup>3</sup> La ENGH es la única encuesta en Argentina que informa los ingresos de los hogares, los gastos en alquileres y las características de cada vivienda encuestada. Las otras encuestas disponibles (EPH, EDS y ECV) no informan las rentas pagadas por los inquilinos.

<sup>4</sup> Un diseño muestral polietápico es una muestra, generalmente representativa, diseñada para obtener datos y generalizarlos a una cierta población, que para recabar datos, requiere de distintas etapas de planificación y ejecución.

<sup>5</sup> 4 El Gran Buenos Aires comprende la ciudad de Buenos Aires y sus alrededores (unos 2.700 km<sup>2</sup>). Es una zona habitada por 13,5 millones de personas, que viven en alrededor de 3,4 millones de residencias.

medias y desviaciones estándar de cada una de las variables a modo de tener una primera impresión de como se encuentran caracterizadas las casas y departamentos que pagan alquiler, relevadas en la encuesta ENGH:

Tabla 1: Descripción de las Variables utilizadas

Variable	Descripción	Casas		Departamentos	
		Promedio	Desv. Estd.	Promedio	Desv. Estd.
Alquiler	Alquiler Pagado (Numérica)	\$ 416.60	212.96	\$ 437.87	226.82
Dormitorios	Cantidad de Dormitorios (Numérica)	2.1271	0.9818	1.6633	0.7463
Electricidad	Electricidad por Red (1=SI; 0=NO)	1.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Procedencia de Agua	Agua por Red Pública (1=SI; 0=NO)	1.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Agua Corriente	Agua Corriente (1=SI; 0=NO)	0.9939	0.0781	0.9995	0.0218
Sistema Cloacal	Sistema Cloacal (1=SI; 0=NO)	0.9906	0.0967	0.9971	0.0535
Gas Natural	Gas Natural por Red (1=SI; 0=NO)	0.8515	0.3559	0.9852	0.1206
Villa de Emergencia	Villa de Emergencia (1=SI; 0=NO)	0.1256	0.3316	0.0238	0.1525
Cochera	Cochera (1=SI; 0=NO)	0.4286	0.4953	0.1885	0.3912
Teléfono	Teléfono (1=SI; 0=NO)	0.9158	0.2779	0.9738	0.1597
Baño Exclusivo	Baño Exclusivo (1=SI; 0=NO)	0.9466	0.2250	0.9842	0.1247
Cantidad de Baños	Cantidad de Baños (Numérica)	1.6484	0.8544	1.3469	0.6361
Agua Caliente_Baño	Agua Caliente en el Baño (1=SI; 0=NO)	0.9168	0.2764	0.9861	0.1170
Tipo de Baño	Tipo de Baño (Categórica)	1.0597	0.2370	1.0048	0.0690
Cocina	Cocina (1=SI; 0=NO)	0.9372	0.2428	0.9848	0.1225
Agua Caliente_Cocina	Agua Caliente en la Cocina (1=SI; 0=NO)	0.8545	0.3529	0.9743	0.1583
Aire Acondicionado	Aire Acondicionado (1=SI; 0=NO)	0.2450	0.4304	0.2829	0.4505
Calefacción	Calefacción (1=SI; 0=NO)	0.0597	0.2372	0.2524	0.4345
Estufa	Estufa (1=SI; 0=NO)	0.6279	0.4837	0.5143	0.4999
Material del Techo	Material del Techo (Categórica)	1.2404	0.6354	1.0167	0.1697
Jardín	Jardín (1=SI; 0=NO)	0.3659	0.4821	0.0910	0.2877
Amenities	Amenities (1=SI; 0=NO)	0.0291	0.1682	0.0152	0.1225

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

Como se puede observar en la Tabla 1, algunas variables se encuentran presentes en todas las viviendas de la sub-muestra. Dos claros ejemplos son las variables *Electricidad* y *Procedencia del Agua*. Ambas muestran una desviación estándar igual a cero, lo cual sugiere que todas las viviendas que pagan alquileres, independientemente de ser una casa o un departamento, posean electricidad y agua corriente por medio de la red pública. Otras variables como *Dormitorios* y *Cantidad de Baños* poseen desvíos más altos, indicando una cierta dispersión en los datos recabados en éstas, y por ende, manifestando diferenciación entre las propiedades que pagan alquileres.

Pese al gran número de trabajos e investigaciones que afirman que el tamaño, la edad y la ubicación son factores determinantes en el precio de una vivienda, aún no se han incluido estas variables en la ENGH. Si bien el tamaño se puede aproximar por el número de habitaciones, baños, y la presencia de garaje, cocina y jardín, la medición no es del todo exacta. En la sub-muestra, se



puede observar como el valor medio de la mayoría de las variables mencionadas (excepto Cocina) es mayor para las casas que para los departamentos, indicando que las primeras son, en promedio, más grandes que los segundos.

Similar es lo que sucede con la edad, en donde existe una variable en la encuesta que reporta la última reforma realizada en la vivienda. No obstante, además de no ser del todo precisa, esta variable no fue incluida por poseer muchas observaciones omitidas.

En cuanto a la ubicación, resulta muy difícil estimarla con las variables que se muestran en la Tabla 1. Una de las variables que podría llegar a dar indicios de ubicación sería *Villa de Emergencia*. Si bien esta variable no proporciona la ubicación exacta de la vivienda, uno podría imaginar la localización de la propiedad a partir de ella. De todas formas, tanto para las casas como para los departamentos, el valor medio de esta variable es muy pequeño dado que la mayoría de las propiedades de la sub-muestra no se encuentran dentro de estos asentamientos de emergencia. Más aún, el promedio para los departamentos es bien bajo dado que resulta más difícil encontrar un edificio dentro de estos sectores, que una casa.

En este sentido, si bien esta tesis carece de estas tres variables mencionadas, con el resto de las variables se intentará buscar el mejor modelo que explique el alquiler pagado por los hogares inquilinos a través de los atributos mostrados en la Tabla 1.

#### *Primera Etapa: Modelos Completos y Simples*

Como fue mencionado en la sección 3, en esta primera etapa el método de mínimos cuadrados ordinarios fue utilizado con el fin de encontrar el modelo con mayor poder de explicación.

A diferencia de la base 1996/1997 utilizada por Gasparini y Sosa Escudero en su trabajo (201 casas y 343 departamentos), la sub-muestra utilizada para estimar los modelos cuenta con 71 casas y 653 departamentos que pagan alquileres.

A continuación se muestran los resultados que surgen de estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) tanto el Modelo Hedónico Completo como el Simple, siempre diferenciando entre casas y departamentos. Las dos primeras columnas de la Tabla 2 presentan los resultados para las casas mientras que las dos restantes, para los departamentos. Al igual que en la mayoría de los trabajos econométricos, en la presente investigación se utilizó el logaritmo natural de la renta como variable dependiente.

Tabla 2: Modelos Hedónicos regresados por MCO:

	Casas		Departamentos	
	Modelo Completo	Modelo Simple	Modelo Completo	Modelo Simple
Dormitorios	0.1944 (2.4800)	0.2460 (3.5400)	0.1076 (4.8800)	0.1049 (4.7100)
Agua Corriente	-0.6053 (-1.7100)		0.4008 (2.1500)	0.5526 (4.4200)
Sistema Cloacal	0.5703 (1.2000)		-0.9572 (-3.4700)	
Gas Natural	0.2971 (1.8600)	0.3905 (3.2000)	0.1875 (1.3200)	
Villa de Emergencia	-0.2917 (-2.6800)	-0.2874 (-3.0600)	-0.2682 (-3.0800)	-0.3185 (-3.8000)
Cochera	0.2248 (2.0100)	0.2366 (2.1200)	0.1308 (2.5800)	0.1258 (2.5200)
Teléfono	0.3549 (2.3000)	0.3404 (2.4800)	0.1503 (2.7800)	0.1517 (2.7800)
Baño Exclusivo	0.0799 (0.3700)		0.1799 (1.1600)	
Cantidad de Baños	0.0472 (0.4800)		0.2971 (5.4200)	0.3095 (5.6100)
Agua Caliente_Baño	-0.3556 (-1.7500)		-0.2429 (-2.0500)	
Tipo de Baño	0.2801 (1.5000)		0.6285 (2.5000)	
Cocina	-0.0633 (-0.2700)		0.2970 (2.6100)	0.3865 (3.0100)
Agua Caliente_Cocina	0.2131 (1.4700)		0.3026 (6.3100)	0.2225 (2.3600)
Aire Acondicionado	0.1468 (1.4400)	0.2492 (2.5800)	0.0860 (2.2400)	0.0944 (2.4500)
Calefacción	-0.1282 (-1.2200)		0.2136 (4.6900)	0.2306 (5.1000)
Estufa	0.1273 (1.0700)		0.1219 (4.3200)	0.1307 (4.6100)
Material del Techo	0.1570 (1.2300)	0.2231 (2.5800)	-0.1763 (-4.7900)	
Jardín	0.1323 (1.2600)		-0.0914 (-1.0800)	
Amenities			0.2662 (2.0600)	
F	(18, 53) = 8.2300	(7, 64) = 55.6500	(19, 633) = 21.9800	(11, 641) = 35.0800
R <sup>2</sup> Ajustado	0.6472	0.6518	0.3794	0.3651
Número de Observaciones	72.0000	72.0000	653.0000	653.0000

Entre paréntesis se han incluido los t estadísticos.

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

Aunque para este trabajo el objetivo principal de la estimación es la predicción de las rentas implícitas, es útil para discutir algunos resultados particulares. En ambos modelos Simples, todos los coeficientes estimados tienen los signos esperados. Más precisamente, los factores que

contribuyen de manera significativa y positivamente a la renta son el número de dormitorios, la provisión de agua corriente, el acceso al gas natural, la tenencia de cochera, la disponibilidad de teléfono, el número de baños, contar con un cuarto de cocina, el acceso a agua caliente en la cocina, contar con un sistema de aire acondicionado, poseer calefacción, tener instalada al menos una estufa y la calidad del techo. A modo de ejemplo, un dormitorio adicional aumenta el valor de la renta en un 25% para las casas mientras que un 10% para los departamentos.

Otras variables, como la cochera, resultaron ser no significativas en ambos casos, aun cuando a priori uno tendería a pensar que deberían tener un p-valor más cercano a 0. La disponibilidad del garaje aumenta el valor de la renta en un 24% para las casas, mientras que para los departamentos un 13%. Finalmente, y como era de esperarse, tanto las casas como los departamentos que se encuentran situados en una Villa de Emergencia, pagan un 29% y un 32% menos de alquiler respectivamente, respecto de aquellos que se encuentran fuera de estos sectores de emergencia.

Tanto para los modelos Completos como para los Simples, los test de Fisher (F) sugieren que las variables independientes son significativas para explicar el logaritmo natural de la renta. Adicionalmente, fueron incluidos los  $R^2$  ajustado con el fin de evitar que la cantidad de regresores incluidos pueda afectar la comparación entre ambos modelos y, por ende, en los resultados finales. Para las casas, el  $R^2$  ajustado indica que el modelo lineal explica aproximadamente el 65% de la variabilidad del registro de los alquileres pagados, lo cual es razonablemente alto para datos micro. En cambio, el  $R^2$  ajustado para los departamentos indica que el modelo lineal explica aproximadamente 40% de la variabilidad en la variable dependiente. El problema de la alta correlación entre las variables explicativas parece ser relevante para los departamentos. Esto no solo complicó la identificación de los parámetros sino que también dificultó la selección adecuada de las variables para el modelo Simple. De todas formas, como se puede observar, la pérdida de poder explicativo sufrida por pasar del modelo Completo al Simple, en ambos casos, es muy pequeña lo cual da muestras de lo cautelosa que fue la selección de las variables al momento de construir el modelo simple. En otras palabras, compensada por la ganancia en grados de libertad, la diferencia entre el poder explicativo de cada modelo es prácticamente indistinguible.

Los resultados expuestos en la Tabla 2 sugieren que un modelo simple de alquileres pagados se puede basar en siete características observables para las casas y en once para los departamentos. De esta forma, el modelo simplificado es mucho más parsimonioso que el original, que incluye 18 variables explicativas para las casas y 19 para los departamentos.

Por último, es necesario remarcar que la matriz de correlación de las variables incluidas en el modelo simple no presenta valores superiores a 0,45, lo que sugiere que el problema de multicolinealidad que se percibe en el modelo original tiende a disminuir en la versión acotada.

### *Segunda Etapa: Regresiones por Cuantiles*

Una vez seleccionadas las variables que mejor explican el alquiler pagado por los inquilinos, en esta segunda etapa se procede a la estimación por cuantiles de los modelos simples. Si bien, para todo el trabajo, las estimaciones fueron calculadas por deciles, con el fin de no hacer muy extensa la Tabla 3, solo se muestran los cuantiles 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 y 0,9 de la distribución condicional de rentas.

La Tabla 3a muestra los resultados para las casas mientras que la 3b para los departamentos. Adicionalmente, la figura 1 resume gráficamente los coeficientes estimados. Cada gráfico presenta las estimaciones de los coeficientes de una variable para diferentes cuantiles. La línea de mayor grosor corresponde a los valores estimados para cada cuantil, mientras que las de menor densidad representan los intervalos de confianza a un nivel del 95%.

Será interesante observar como cambian los valores estimados de las variables de cuantil a cuantil. Además, la comparación de resultados no solo podrá hacerse entre cuantiles sino también entre casas y departamentos.

En términos de poder explicativo y predictivo, el  $R^2$  de los modelos estimados indican que las variables incorporadas como regresores explican aproximadamente entre el 40% al 50% de la variabilidad total del logaritmo natural de las rentas. De alguna manera, esto da la pauta que las variables no incluidas, tienen un papel no trivial en la determinación de las rentas. En otras palabras, la constante del modelo de regresión lineal estima la valoración promedio de mercado de estas heterogeneidades no incorporadas en el modelo.

Tabla 3.a: Estimaciones para las casas usando regresiones por cuantiles.

Inrenta	Coef.	Error Std.	Intervalo de Confianza	
<b>0.1</b>				
Dormitorios	0.2877	0.1978	-0.1074	0.6828
Gas Natural	0.3409	0.1789	-0.0165	0.6983
Villa de Emergencia	-0.0645	0.2090	-0.4820	0.3530
Cochera	0.1178	0.2058	-0.2933	0.5289
Teléfono	0.5232	0.1649	0.1938	0.8527
Aire Acondicionado	0.5754	0.1771	0.2216	0.9292
Material del Techo	0.2231	0.1998	-0.1761	0.6224
Constante	4.0411	0.3621	3.3177	4.7645
<b>0.25</b>				
Dormitorios	0.2145	0.0696	0.0755	0.3535
Gas Natural	0.4010	0.1436	0.1141	0.6879
Villa de Emergencia	-0.2231	0.1214	-0.4656	0.0193
Cochera	0.2710	0.1406	-0.0099	0.5519
Teléfono	0.2886	0.1383	0.0123	0.5649
Aire Acondicionado	0.3567	0.1678	0.0214	0.6920
Material del Techo	0.2231	0.1053	0.0128	0.4335
Constante	4.5075	0.1869	4.1342	4.8809
<b>0.5</b>				
Dormitorios	0.1431	0.0616	0.0201	0.2661
Gas Natural	0.5178	0.1253	0.2675	0.7681
Villa de Emergencia	-0.2877	0.1275	-0.5423	-0.0330
Cochera	0.3185	0.1154	0.0880	0.5489
Teléfono	0.1754	0.1066	-0.0375	0.3882
Aire Acondicionado	0.2301	0.1606	-0.0908	0.5510
Material del Techo	0.2554	0.1219	0.0119	0.4989
Constante	4.7567	0.1741	4.4089	5.1045
<b>0.75</b>				
Dormitorios	0.1742	0.1050	-0.0356	0.3839
Gas Natural	0.5878	0.2976	-0.0066	1.1822
Villa de Emergencia	-0.4798	0.2514	-0.9821	0.0225
Cochera	0.2271	0.1984	-0.1692	0.6234
Teléfono	0.1742	0.1750	-0.1754	0.5237
Aire Acondicionado	0.0606	0.2575	-0.4539	0.5751
Material del Techo	0.0800	0.2349	-0.3893	0.5494
Constante	5.0931	0.2736	4.5466	5.6397
<b>0.9</b>				
Dormitorios	0.3011	0.1801	-0.0587	0.6609
Gas Natural	0.5767	0.4776	-0.3774	1.5307
Villa de Emergencia	-0.5473	0.2882	-1.1229	0.0284
Cochera	0.1214	0.1572	-0.1927	0.4355
Teléfono	0.1927	0.1816	-0.1701	0.5555
Aire Acondicionado	0.1957	0.1608	-0.1254	0.5169
Material del Techo	0.0800	0.2048	-0.3291	0.4892
Constante	5.0337	0.3338	4.3668	5.7005

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

Tabla 3.b: Estimaciones para los departamentos usando regresiones por cuantiles.

Inrenta	Coef.	Error Std.	Intervalo de Confianza	
<b>0.1</b>				
Dormitorios	0.1677	0.0347	0.0997	0.2358
Agua Corriente	0.4229	0.1910	0.0478	0.7979
Villa de Emergencia	-0.3285	0.1706	-0.6635	0.0065
Cochera	0.0734	0.0728	-0.0694	0.2163
Teléfono	0.0770	0.1052	-0.1297	0.2836
Cantidad de Baños	0.1715	0.0633	0.0473	0.2958
Cocina	1.3358	0.0525	1.2328	1.4389
Agua Caliente_Cocina	0.1823	0.1279	-0.0688	0.4335
Aire Acondicionado	0.0000	0.0589	-0.1157	0.1157
Calefacción	0.2007	0.0704	0.0624	0.3390
Estufa	0.1054	0.0480	0.0110	0.1997
Constante	3.0734	0.1833	2.7135	3.4333
<b>0.25</b>				
Dormitorios	0.0959	0.0278	0.0414	0.1504
Agua Corriente	0.4062	0.1682	0.0760	0.7364
Villa de Emergencia	-0.3741	0.1307	-0.6308	-0.1175
Cochera	0.0959	0.0603	-0.0225	0.2143
Teléfono	0.1272	0.0927	-0.0547	0.3092
Cantidad de Baños	0.2820	0.0567	0.1707	0.3933
Cocina	0.3452	0.0963	0.1561	0.5343
Agua Caliente_Cocina	0.1698	0.1265	-0.0785	0.4181
Aire Acondicionado	0.0959	0.0490	-0.0004	0.1922
Calefacción	0.1604	0.0568	0.0489	0.2720
Estufa	0.0959	0.0379	0.0214	0.1704
Constante	4.1815	0.1673	3.8530	4.5100
<b>0.5</b>				
Dormitorios	0.1001	0.0198	0.0612	0.1390
Agua Corriente	0.6190	0.1098	0.4034	0.8347
Villa de Emergencia	-0.2542	0.0859	-0.4228	-0.0856
Cochera	0.0628	0.0401	-0.0160	0.1415
Teléfono	0.1898	0.0582	0.0756	0.3040
Cantidad de Baños	0.2790	0.0387	0.2030	0.3550
Cocina	0.4055	0.0663	0.2753	0.5356
Agua Caliente_Cocina	0.2674	0.0780	0.1142	0.4206
Aire Acondicionado	0.0690	0.0324	0.0053	0.1327
Calefacción	0.1823	0.0368	0.1100	0.2546
Estufa	0.0822	0.0260	0.0313	0.1332
Constante	3.9972	0.1083	3.7846	4.2098
<b>0.75</b>				
Dormitorios	0.1116	0.0250	0.0624	0.1607
Agua Corriente	0.6254	0.1253	0.3795	0.8714
Villa de Emergencia	-0.2169	0.0845	-0.3828	-0.0511
Cochera	0.1998	0.0463	0.1089	0.2906
Teléfono	0.2877	0.0663	0.1575	0.4179
Cantidad de Baños	0.3190	0.0484	0.2241	0.4140
Cocina	0.1885	0.0812	0.0291	0.3480
Agua Caliente_Cocina	0.2939	0.0924	0.1124	0.4754
Aire Acondicionado	0.0941	0.0382	0.0191	0.1691
Calefacción	0.2231	0.0434	0.1380	0.3083
Estufa	0.1290	0.0303	0.0695	0.1886
Constante	4.1653	0.1208	3.9281	4.4025
<b>0.9</b>				
Dormitorios	0.0870	0.0418	0.0050	0.1690
Agua Corriente	1.0200	0.2277	0.5729	1.4671
Villa de Emergencia	-0.3285	0.1904	-0.7023	0.0453
Cochera	0.1827	0.0807	0.0242	0.3411
Teléfono	0.0953	0.1015	-0.1040	0.2946
Cantidad de Baños	0.4353	0.0774	0.2833	0.5873
Cocina	0.2231	0.1173	-0.0072	0.4535
Agua Caliente_Cocina	0.0000	0.1256	-0.2467	0.2467
Aire Acondicionado	0.1542	0.0605	0.0353	0.2730
Calefacción	0.3698	0.0782	0.2163	0.5233
Estufa	0.1823	0.0516	0.0811	0.2836
Constante	4.2668	0.2267	3.8216	4.7121

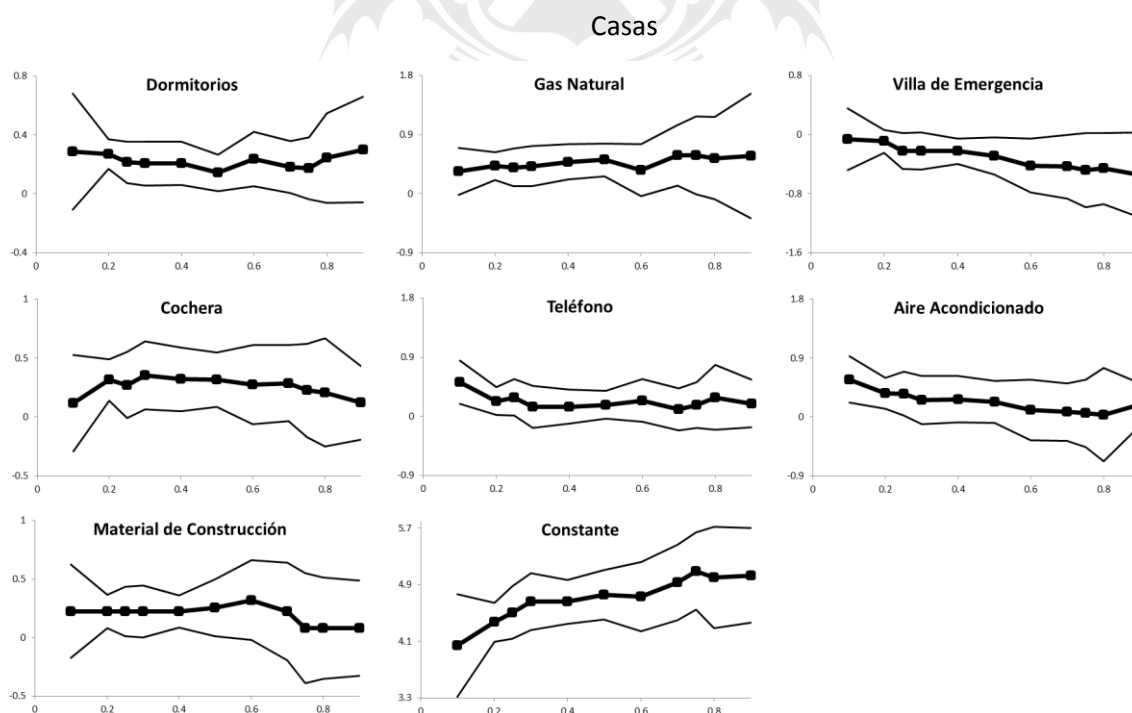
Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.



Una vez más, todas las variables poseen el signo esperado. En todos los cuantiles, la variable Villa de Emergencia, tanto para los departamentos como para las casas, tiene signo negativo confirmando la explicación mencionada en la etapa anterior.

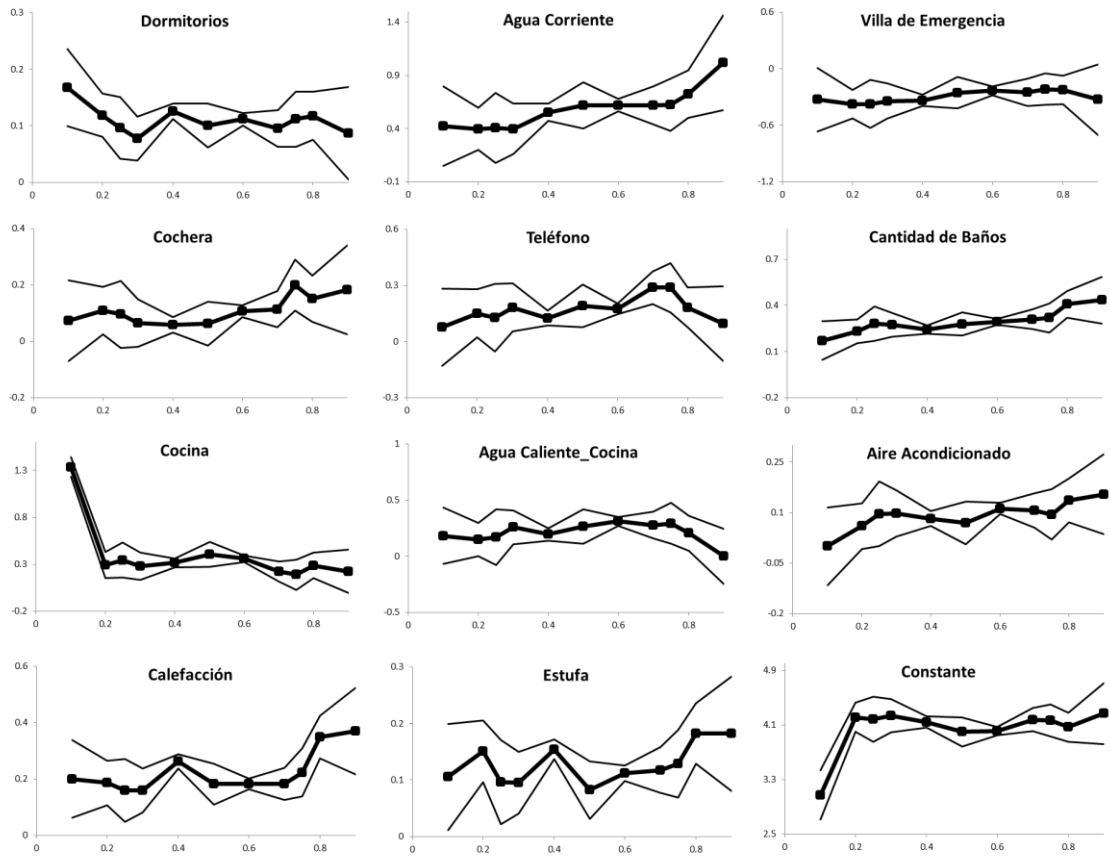
Como se menciono anteriormente, resulta interesante observar como cambian los valores estimados de cada variable al pasar de cuantil a cuantil. Esto puede verse en la Figura 1. Tanto para las casas como para los departamentos, la constante parecería tener una tendencia creciente en los cuantiles. Esto tiene sentido ya que se supone que los alquileres más altos se encuentran en los últimos cuantiles y por lo tanto el intercepto deberá ser más alto para ajustar y lograr esos niveles de renta. Para aquellas variables cuyos valores estimados no tienen mucha variación de cuantil a cuantil, como *Gas Natural* para las casas, muestran una tendencia plana. En cambio, otras variables, como *Cantidad de Baños* en los departamentos, explican un mayor porcentaje de la renta pagada por los inquilinos a medida que aumentan los cuantiles, lo cual también tiene sentido

Figura 1: Representación gráfica de las estimaciones por cuantiles.



Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

## Departamentos



Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

Universidad de  
**San Andrés**



## 5. Renta Implícita y Distribución del Ingreso

A partir de los resultados obtenidos en la sección anterior, en esta parte del trabajo se procede a imputar la renta implícita al ingreso total de cada familia con el fin de analizar el impacto que esto implica en la distribución del ingreso.

A continuación, en la Tabla 4a, se muestran los resultados obtenidos en el presente trabajo, agrupados por los deciles de la distribución del ingreso familiar:

Tabla 4a: Propietarios vs. Inquilinos

Decil	% de Propietarios (i)	Propietarios				Inquilinos		
		Ingreso Promedio del Hogar (ii)	Alquiler Imputado Promedio		% del Ingreso Promedio del Hogar		Ingreso Promedio del Hogar (vii)	Alquiler Pagado Promedio (viii)
			MCO	RC	MCO	RC		
			(iii)	(iv)	(v)	(vi)		
1	53%	\$ 385.84	\$ 404.16	\$ 275.93	105%	72%	\$ 396.29	\$ 243.74
2	58%	\$ 692.58	\$ 430.20	\$ 333.98	62%	48%	\$ 684.66	\$ 260.78
3	50%	\$ 952.46	\$ 435.61	\$ 370.92	46%	39%	\$ 959.62	\$ 325.16
4	49%	\$ 1,219.54	\$ 468.44	\$ 426.06	38%	35%	\$ 1,222.88	\$ 361.07
5	53%	\$ 1,526.95	\$ 496.49	\$ 479.33	33%	31%	\$ 1,526.51	\$ 381.57
6	54%	\$ 1,841.19	\$ 507.48	\$ 529.89	28%	29%	\$ 1,834.98	\$ 425.99
7	61%	\$ 2,227.07	\$ 533.06	\$ 603.84	24%	27%	\$ 2,214.27	\$ 441.36
8	65%	\$ 2,800.57	\$ 592.85	\$ 854.74	21%	31%	\$ 2,769.86	\$ 490.77
9	69%	\$ 3,783.92	\$ 633.36	\$ 1,087.84	17%	29%	\$ 3,799.85	\$ 575.57
10	82%	\$ 7,617.19	\$ 771.99	\$ 5,637.08	10%	74%	\$ 6,075.22	\$ 806.93

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

La columna (i) refleja el porcentaje de los propietarios en cada decil. En la misma se puede observar que, en promedio, el 60% de las familias habitan en sus propias casas o departamentos en el Gran Buenos Aires. Esto ha disminuido, ya que según los datos de la ENGH 1996/1997 más del 85% de las familias habitaban en sus propias casas y, lo más relevante, es que la posesión de una casa o departamento era más común entre las personas de bajos ingresos. En cambio, la encuesta en la cual se basa este trabajo, muestra como la proporción de propietarios aumenta a medida que crece el ingreso. Esta última afirmación, en la que se hará hincapié más adelante, sugiere que, ceteris paribus, luego de la crisis financiera que sufrió Argentina en el 2001, aconteció una redistribución de las propiedades que favoreció a los sectores más ricos. En este sentido, es de esperarse un aumento en los indicadores de desigualdad al imputar las rentas implícitas.

Las columnas (ii) a (vi) se refieren al grupo de propietarios mientras que las dos últimas columnas muestran información acerca de los inquilinos de la muestra. Específicamente, la columna (ii) refleja el ingreso promedio total de los hogares para cada decil, mientras que la columna (iii) muestra la media de los alquileres imputados estimados por MCO. El alquiler promedio para el decil más bajo de ingresos es \$ 404,16 mientras que para el decil más alto este valor es de \$ 771,99. La renta estimada por MCO e imputada, como proporción del ingreso familiar total, es estrictamente decreciente en los ingresos (105% para el decil más pobre y 10% para el más rico). Esto, que parecería ser consistente con una elasticidad-ingreso de los gastos en la vivienda menor que uno, vendría a contradecir el argumento propuesto anteriormente, ya que sugiere que el ajuste de los ingresos por renta implícita induciría a reducir la desigualdad en la distribución del ingreso. Si bien este resultado hallado por el método de MCO está en línea con trabajos anteriores<sup>6</sup>, distinto es lo que sucede cuando son sumadas las rentas implícitas estimadas por regresiones por cuantiles. Como se puede observar en la columna (vi) no es muy clara la tendencia “estrictamente” decreciente de la renta estimada imputada como proporción del ingreso familiar total. Más precisamente, la tendencia decreciente es respetada hasta el séptimo cuantil inclusive, pero luego no existe una tendencia bien marcada. Este último argumento será de gran importancia a la hora de analizar las distintas medidas de distribución del ingreso calculadas y evaluadas más adelante.

A continuación serán citados algunos resultados hallados por Gasparini y Sosa Escudero (2004) con el fin de analizar la evolución de los resultados. A simple vista, se podrá observar que tanto el ingreso promedio mensual de los propietarios como el de los inquilinos, han aumentado con respecto a los niveles de 1996/1997.

---

<sup>6</sup> Ver Malpezzi, 2000; Malpezzi y Mayo, 1987.

Tabla 4b: Propietarios vs. Inquilinos - Gasparini y Sosa Escudero (2004)

Decil	% de Propietarios	Propietarios					Inquilinos	
		Ingreso Promedio del Hogar	Alquiler Imputado Promedio		% del Ingreso Promedio del Hogar		Ingreso Promedio del Hogar	Alquiler Pagado Promedio
			MCO	RC	MCO	RC		
			(iii)	(iv)	(v)	(vi)		
(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)	
1	97%	\$ 388.80	\$ 241.00	\$ 205.50	62%	53%	\$ 380.80	\$ 202.20
2	92%	\$ 543.70	\$ 292.50	\$ 265.40	54%	49%	\$ 764.10	\$ 257.80
3	90%	\$ 693.70	\$ 321.90	\$ 301.80	46%	44%	\$ 813.20	\$ 268.00
4	87%	\$ 771.50	\$ 345.50	\$ 341.50	45%	44%	\$ 976.80	\$ 295.00
5	88%	\$ 937.70	\$ 374.20	\$ 384.60	40%	41%	\$ 1,035.00	\$ 342.30
6	85%	\$ 1,142.60	\$ 399.60	\$ 423.80	35%	37%	\$ 1,194.70	\$ 328.90
7	86%	\$ 1,222.70	\$ 407.00	\$ 445.60	33%	36%	\$ 1,238.50	\$ 326.80
8	78%	\$ 1,554.40	\$ 454.80	\$ 500.70	29%	32%	\$ 1,339.20	\$ 381.30
9	80%	\$ 1,985.10	\$ 479.40	\$ 519.70	24%	26%	\$ 1,711.30	\$ 420.60
10	72%	\$ 3,395.90	\$ 542.20	\$ 587.30	16%	17%	\$ 2,290.50	\$ 477.60

Fuente: Resultados obtenidos por Gasparini y Sosa Escudero (2004) en base a la ENGH 1996-1997.

Como se mencionó anteriormente, y comparando las Tablas 4a y 4b, queda bien evidenciado que en el último cuantil el ingreso promedio mensual más que se duplicó tanto para los propietarios como para los inquilinos. En paralelo, los alquileres reportados en la columna viii de ambas tablas, parecerían haber seguido el mismo sendero, donde en el décimo cuantil, el alquiler promedio pagado mensualmente pasó de \$477,60 a \$806,93.

Adicionalmente, las proporciones informadas en las columnas (v) y (vi) de ambas tablas también merecen especial atención. Una vez más, el décimo cuantil resalta ya que, aparentemente, el alquiler imputado estimado por regresiones por cuantiles representa el 74% como proporción del ingreso promedio mensual del hogar. Este resultado no puede pasar desapercibido ya que es extremadamente distinto al obtenido por Gasparini y Sosa Escudero (2004) y que será utilizado al momento de evaluar las medidas de distribución del ingreso.

Antes de avanzar, es necesario detenerse para destacar algunas cuestiones. En primer lugar, en la mayoría de las encuestas que miden ingreso, el ingreso declarado por las familias encuestadas suele ser más bajo de lo que realmente perciben mensualmente como remuneración. En este sentido, las proporciones calculadas en las columnas (v) y (vi) de la Tabla 4a, probablemente sean más altas que con los ingresos reales. Un estudio realizado por Gasparini (1998)<sup>7</sup> develó que, en encuestas del estilo de la ENGH, los ingresos reportados, en promedio,

<sup>7</sup> Este trabajo es tomado como referencia. Sin embargo, para afinar los resultados habría que estudiar si este factor ha cambiado con el tiempo y en qué nivel se hallaba hacia los años 2004/2005.

deberían ser multiplicados por un factor de 2,5. De esta forma, este ajuste implicaría una gran caída en las proporciones que reflejan las columnas (v) y (vi) de la Tabla 4a.

En segundo lugar, y como se menciona anteriormente, para predecir los alquileres implícitos no han sido utilizados datos determinantes como la ubicación de la casa o el tamaño exacto de la vivienda. Este punto es muy importante ya que la influencia de estas características tiende a ser capturada, en forma indirecta, por medio de las variables relacionadas a estos factores. De esta forma, el término de error incorpora factores que no son directamente observables reduciendo la capacidad predictiva del modelo. Sin embargo, es importante destacar que las medidas de bondad de ajuste obtenidas en las estimaciones del presente trabajo no son significativamente inferiores a las obtenidas en estudios similares para el mercado local.<sup>8</sup>

En tercer lugar, es importante observar detenidamente como difieren en atributos las casas alquiladas de las no alquiladas, y lo mismo para los departamentos de la muestra. En consecuencia, en la Tabla 5 se presenta un resumen de las principales características que poseen tanto los hogares propietarios como los inquilinos.

Tabla 5: Características de las Viviendas

Variable	Propietarios		Inquilinos		Diferencia	z  estadístico
	Promedio	Desv. Std.	Promedio	Desv. Std.		
<b>Casas</b>						
Dormitorios	2.225	1.006	1.736	0.692	0.489	3.979
Gas Natural	0.959	0.198	0.833	0.375	0.126	4.274
Villa de Emergencia	0.032	0.177	0.111	0.316	-0.079	3.087
Cochera	0.477	0.500	0.219	0.417	0.258	3.891
Teléfono	0.955	0.207	0.861	0.348	0.094	3.186
Aire Acondicionado	0.313	0.464	0.083	0.278	0.229	4.025
Material del Techo	1.133	0.439	1.236	0.722	-0.103	1.680
<b>Departamentos</b>						
Dormitorios	1.775	0.781	1.484	0.670	0.291	8.064
Agua Corriente	1.000	0.000	0.998	0.039	0.002	1.366
Villa de Emergencia	0.019	0.136	0.018	0.134	0.001	0.469
Cochera	0.242	0.429	0.104	0.306	0.138	7.172
Teléfono	0.988	0.110	0.956	0.206	0.032	4.367
Cantidad de Baños	1.475	0.720	1.118	0.364	0.357	11.743
Cocina	0.994	0.076	0.971	0.168	0.023	4.113
Agua Caliente_Cocina	0.987	0.114	0.974	0.159	0.013	2.020
Aire Acondicionado	0.357	0.479	0.168	0.375	0.189	8.562
Calefacción	0.307	0.461	0.167	0.373	0.140	6.603
Estufa	0.549	0.498	0.469	0.499	0.081	3.329

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

<sup>8</sup> Véase Figueroa y Lever (1992), Stumpf González y Torres Formoso (1997) y Gómez Mera (1998), Gasparini y Sosa Escudero (2004).

Como era de suponerse, las casas en promedio poseen más dormitorios que los departamentos. Lo mismo sucede con las cocheras. Estos resultados hacen referencia al tamaño de las casas respecto de los departamentos. La variable *Teléfono* refleja como, hoy en día, la gran mayoría de las propiedades tiene acceso a una línea telefónica propia.

La última columna fue incluida con el fin de observar qué tan distintas son las casas y departamentos alquilados de los que no. Este punto es sumamente importante ya que a partir de las viviendas que son alquiladas fue imputado el alquiler de las propiedades que no lo son. En este sentido, uno esperaría que ambas muestras sean parecidas. Para aquellas variables que cuentan cantidad (número de habitaciones, número de baños, etc.) el  $|z|$  estadístico surge de haber calculado un test para diferencias de medias. En cambio, para las variables binarias (las que toman valores 1 y 0), fue calculado un test de diferencia de proporciones. Si bien los  $|z|$  estadísticos son altos, lo cual indica que las muestras son distintas entre inquilinos y propietarios, existe una considerable superposición entre las distribuciones de las características de ambas muestras que permite proseguir con el trabajo.

Finalmente, es interesante comparar las rentas imputadas con los alquileres que efectivamente fueron pagados por los inquilinos. Mientras que el alquiler imputado promedio es de \$ 527,37 en el caso de MCO y de \$1.059,96 en el caso de regresiones por cuantiles, el alquiler promedio reportado en la encuesta es de \$ 431,29. Se puede observar como la elección del método a la hora de estimar el modelo hedónico es fundamental. Mientras que las columnas (iii) y (viii) de la Tabla 4a no presentan diferencias sustanciales, las columnas (iv) y (viii) son distintas y sobre todo en los últimos 5 deciles. Comparando con la Tabla 4b, esto no sucedía. Mientras que el alquiler imputado promedio en 1996/1997 era de \$ 385,81 en el caso de MCO y de \$397,59 en el caso de regresiones por cuantiles, el alquiler promedio reportado en la encuesta era de \$ 330,05. Posiblemente el gran aumento que ha sufrido tanto el precio como el alquiler del metro cuadrado sea uno de los argumentos que justifique este fenómeno que reflejan los resultados.

Hasta aquí fue estimado un modelo hedónico por medio de MCO. Luego fueron seleccionadas aquellas variables que mejor explicaban el valor de los alquileres pagados por los inquilinos. Una vez obtenido este modelo Simple y más reducido, se procedió a calcular el precio hedónico de cada atributo de las viviendas por medio de regresiones por cuantiles con el fin de calcular el alquiler implícito que correspondería imputar a cada cuantil de la distribución del ingreso. Ya fueron mostrados los resultados obtenidos en las distintas regresiones. También fueron presentados los alquileres imputados estimados tanto por MCO como por regresiones por

cuantiles. Adicionalmente, en la Tabla 5 fueron resumidas las características de cada muestra con el fin de darle sentido a estimar la renta implícita de aquellas familias propietarias a partir de los atributos de las propiedades inquilinas. Resta observar el rol que juegan los interceptos de los modelos en la renta implícita estimada.

La Tabla 6 presenta los interceptos de la distribución condicional de las rentas per cápita por deciles de ingresos de los hogares.

Tabla 6: Interceptos por Deciles

Decil	Logs		Niveles		Diferencia con el intercepto original			
	Casas	Departamentos	Casas	Departamentos	Pesos		Porcentage	
					Casas	Departamentos	Casas	Departamentos
1	4.041	3.073	\$ 56.89	\$ 21.62	\$ -44.30	\$ -37.27	-44%	-63%
2	4.373	4.213	\$ 79.30	\$ 67.55	\$ -21.89	\$ 8.66	-22%	15%
3	4.662	4.235	\$ 105.81	\$ 69.03	\$ 4.62	\$ 10.14	5%	17%
4	4.660	4.144	\$ 105.62	\$ 63.05	\$ 4.43	\$ 4.16	4%	7%
5	4.757	3.997	\$ 116.36	\$ 54.44	\$ 15.17	\$ -4.44	15%	-8%
6	4.729	4.012	\$ 113.21	\$ 55.25	\$ 12.02	\$ -3.63	12%	-6%
7	4.934	4.179	\$ 138.89	\$ 65.27	\$ 37.70	\$ 6.38	37%	11%
8	5.003	4.066	\$ 148.81	\$ 58.33	\$ 47.62	\$ -0.55	47%	-1%
9	5.034	4.267	\$ 153.49	\$ 71.30	\$ 52.30	\$ 12.41	52%	21%
10	4.931	3.826	\$ 138.46	\$ 45.88	\$ 37.27	\$ -13.01	37%	-22%
MCO	4.617	4.076	\$ 101.19	\$ 58.89				

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

Para cada hogar fue asignado el intercepto correspondiente a su posición relativa en la distribución condicional de las rentas en lugar de asignar un solo intercepto a todas las viviendas. A modo de ejemplo, para aquellos hogares que integran el decil medio, se le asigna el intercepto obtenido en el quinto decil de la distribución condicional de los alquileres, y así con todos. Para las casas, el intercepto para el primer decil es \$ 56,89, mientras que para el décimo decil es \$ 138,46. Esto debe compararse con el intercepto obtenido por MCO de \$101,19, lo cual implica que el ajuste en la constante es más importante para aquellas familias de altos ingresos. En cambio, en el caso de los departamentos no queda bien claro cual es el patrón.

Los alquileres implícitos estimados con esta corrección se presentan en la columna (iv) de la Tabla 4a. Como se esperaba, incluir la constante hallada por medio de regresiones por cuantiles corrige reduciendo las rentas de los deciles más bajos (de 1 a 5) y aumentando la misma en los deciles superiores. Esto justifica la elección de regresiones por cuantiles como técnica utilizada en el presente trabajo para calcular la renta implícita. Como se ha demostrado, estimar una regresión por cuantiles permite no solo afinar la predicción sino también imputar correctamente el alquiler implícito para cada nivel socio-económico de la muestra. Así, por ejemplo, MCO predice una renta

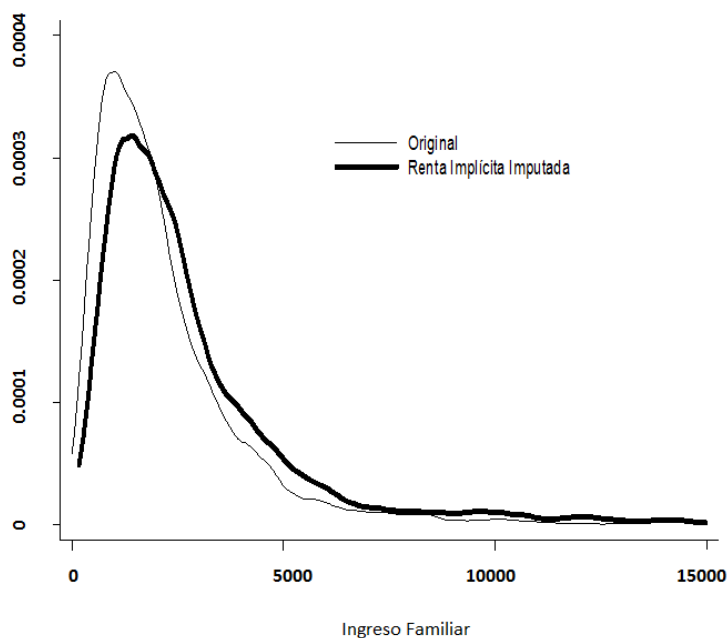
del 105% como proporción del ingreso total familiar para el primer decil, mientras que el método corregido predice 72%.

#### *Ajuste por Renta implícita y la Desigualdad del Ingreso*

Como se ha establecido en la introducción de este trabajo, una de las motivaciones de la presente investigación consiste en evaluar el impacto que genera la adición de la renta implícita en la distribución del ingreso del Gran Buenos Aires y comparar estos resultados con los obtenidos por Gasparini y Walter Sosa usando la ENGH 1996/1997.

Utilizando modelos no paramétricos de densidad de Kernel, la Figura 2 muestra gráficamente la distribución del ingreso inicial, y la distribución del ingreso luego de agregar las rentas implícitas calculadas por medio de regresiones por cuantiles.

Figura 2: Ingreso original vs. Ingreso Imputado con Rentas Implícitas



Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

Como era de esperarse, la distribución del ingreso (curva de mayor grosor) que contiene imputada la renta implícita se encuentra más a la derecha que la distribución del ingreso inicial. Lo que sucede es que imputar la renta implícita reorganiza la distribución del ingreso, haciendo que algunas de las personas que se encontraban en el pico, por ejemplo, se ubiquen más al medio. En

otras palabras, el gráfico muestra no solo el hecho de que las familias que originalmente eran ricas ahora son más ricas sino que también ahora hay ligeramente una mayor masa de familias en el sector medio del gráfico.

Para plasmar toda la discusión hasta aquí generada, distintas medidas que cuantifican la distribución del ingreso han sido calculadas y se muestran en la Tabla 7.

Tabla 7: Medidas de Desigualdad

	Sin ajuste por under-report					Ajustado por under-report			
	Original	MCO		RC		MCO		RC	
		(i)	Si (ii)	No (iii)	Si (iv)	No (v)	Si (vi)	No (vii)	Si (viii)
		Imputar el alquiler a los tomadores de crédito?							
Gini	0.419	0.382	0.386	0.472	0.456	0.411	0.412	0.452	0.442
Theil	0.312	0.258	0.266	0.438	0.403	0.299	0.304	0.373	0.357
CV	1.024	0.885	0.901	1.320	1.250	0.961	0.969	1.119	1.083
Atk (e=1)	0.264	0.215	0.222	0.313	0.297	0.249	0.254	0.295	0.288
Atk (e=2)	0.435	0.361	0.374	0.482	0.468	0.425	0.431	0.486	0.478
Atk (e=3)	0.759	0.487	0.519	0.609	0.608	0.575	0.587	0.644	0.640

Fuente: Resultados propios obtenidos en base a la ENGH 2004-2005.

La columna (i) expone las medidas de desigualdad para la distribución del ingreso per cápita que surge de los datos originales que se encuentran en la ENGH 2004/2005. Las columnas (ii) y (iii) fueron calculadas con los resultados obtenidos por MCO mientras que la (iv) y (v) corresponden a las estimaciones resueltas por la técnica de cuantiles.

Como se discutió en la segunda sección de este ensayo, cuando algunas personas compraron sus viviendas por medio de asistencia financiera y aún tienen pendientes cuotas de créditos que cancelar, no es clara la tenencia de la propiedad. Según la muestra, la proporción de propietarios que tienen pagos pendientes es el 18%. Desafortunadamente, la ENGH no proporciona información acerca de la parte del préstamo que ya ha pagado cada familia. Por esta razón, y al igual que el antecedente de este trabajo, fueron tomadas las dos alternativas extremas. Por un lado, en todas las columnas que poseen la inscripción "Si", las familias que han adquirido sus propiedades con créditos, independientemente del hecho de que aún adeuden parte del préstamo o no, son tratadas como dueñas y por lo tanto la renta implícita es imputada a sus ingresos. En cambio, en aquellas columnas que poseen la inscripción "No", el ingreso de estas familias no sufre ninguna modificación. La idea que está detrás de esta última consideración es que aquellas familias que se encuentran pagando mes a mes la cuota de un préstamo hipotecario



es como si estuviesen pagando un alquiler mensual al Banco hasta convertirse, al final del período, en propietarios de la vivienda.<sup>9</sup>

Por último, desde la columna (vi) a la columna (ix) se vuelven a reproducir los cálculos realizados desde la columna (ii) hasta la columna (v) pero multiplicando el ingreso per-cápita de los hogares por un factor de 2,5, con el fin de ajustar la no transparencia de los encuestados a la hora de dar a conocer su salario mensual.

Una vez explicado como debe ser leída la Tabla 7, se procederá con el análisis y la comparación con los resultados obtenidos por Gasparini y Sosa Escudero (2004). En primer lugar, se puede observar un coeficiente Gini de la distribución original del ingreso per-cápita de 0,42. Este coeficiente es suavemente más bajo que el coeficiente Gini obtenido por Gasparini y Sosa Escudero de 0,44, lo cual sugiere que la distribución del ingreso se ha vuelto sutilmente más igualitaria con respecto a la de los años 1996/1997. Este resultado es el que a priori debería suceder al imputar las rentas implícitas. Sin embargo, como se verá en unos instantes esto no siempre sucede.

Como se puede observar en la Tabla 7, al imputar las rentas implícitas estimadas por MCO, todos los coeficientes caen (columnas ii, iii, vi y vii) con respecto al coeficiente original mostrado en la columna (i), lo cual indica que imputar las rentas implícitas estimadas por MCO reduce la desigualdad en la distribución del ingreso. Sin embargo, al utilizar las rentas implícitas estimadas por regresiones por cuantiles (columnas iv, v, viii y ix), se puede observar como todos los coeficientes aumentan con respecto a la columna (i), particularmente el incremento es menor cuando el ingreso es multiplicado por el factor de 2,5 propuesto por Gasparini para evitar la no transparencia de los encuestados al declarar sus ingresos. Esto sugiere que la distribución del ingreso se hace más desigual a diferencia del caso anterior y a diferencia de los resultados obtenidos por Gasparini y Sosa Escudero para los años 1996/1997.

A modo de ejemplo, tomando el coeficiente de Theil, se puede observar una vez más que las columnas que fueron calculadas imputando el ingreso con la renta implícita estimada por RC (columnas iv, v, viii y ix), poseen los coeficientes más altos. Esto confirma nuevamente el resultado principal de este trabajo, es decir, imputar la renta implícita no siempre genera mejoras en las medidas de distribución del ingreso. Con el fin de darle robustez a esta conclusión, fue utilizada la tesis de Manuel Arias (2006). En la misma, el autor, analiza la evolución del coeficiente Gini a

---

<sup>9</sup> Al realizar esta distinción fue tomada en cuenta el sesgo que podría generar si el tamaño relativo de la pendiente de pago varía según los estratos de ingreso.

través del tiempo calculado en base a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para el período 1997/2003. Si bien este trabajo mide el coeficiente hasta el año 2003, el mismo se encuentra en niveles aproximados del 50% para ese año, lo cual se acerca mucho a los valores obtenidos en las columnas que han sido imputadas con la renta implícita estimada por RC en la Tabla 7 de este ensayo. Si bien la encuesta utilizada en este trabajo difiere de la utilizada por Arias, tanto en metodología como en el período temporal en que fueron realizadas, es importante conocer sus resultados. Los mismos, muestran la evolución del coeficiente Gini siendo de 0,46 en el año 1997 y alcanzando un nivel de 0.48 hacia el 2003. Los valores calculados en el presente estudio se asemejan a los obtenidos por Arias en aquellos casos en que el ingreso es imputado con la renta implícita estimada por regresiones por cuantiles, lo cual sustentaría en cierto modo el resultado hallado.

Como se ha adelantado anteriormente, una posible explicación al ligero aumento de los indicadores de desigualdad, respecto al período 1996/1997, podría ser una supuesta redistribución que pudo haber acontecido en Argentina como consecuencia de la crisis financiera del año 2001, la cual aparentemente favoreció a los sectores ricos de la sociedad y perjudicó a los sectores más pobres. Una muestra concreta de esto se halla en la Tabla 4a. Como fue mencionado anteriormente, el décimo cuantil de la distribución del ingreso muestra en la Tabla 4a que el alquiler imputado, estimado por regresiones por cuantiles, representa el 74% como proporción del ingreso promedio mensual del hogar. Esta proporción en 1996/1997 era del 17%. Esta gran diferencia entre ambas proporciones significa que la renta implícita estimada ha favorecido más a los sectores ricos de la distribución del ingreso a diferencia del trabajo realizado por Gasparini y Sosa Escudero, donde los sectores más favorecidos por la renta implícita eran los más pobres. Sumado a este efecto generado por la crisis financiera no hay que olvidar el fuerte aumento del valor de los alquileres y del precio del metro cuadrado lo cual también ayuda a justificar este resultado.

Posiblemente, con los datos de la próxima ENGH, se podrá ver si efectivamente los distintos planes, subsidios y asignaciones que generó el Gobierno entre los años 2008 a 2011 ayudaron a reducir el nivel de desigualdad del 50% que presenta el Gran Buenos Aires.

## 6. Conclusión

Este trabajo comenzó con un pequeño debate acerca de que es la renta implícita y como puede impactar en la distribución del ingreso. Una vez comprendido el significado económico de la renta implícita, la investigación avanzó intentando estimar el precio hedónico de cada característica de las viviendas inquilinas de la ENGH 2004/2005 en base al alquiler mensual pagado por ellas. Para esto, fue presentada la discusión acerca de que técnica era la más conveniente para llevar adelante dicha estimación. Siguiendo la metodología utilizada por Gasparini y Sosa Escudero, fue utilizado el método de MCO con el fin de filtrar todos los atributos presentados por la ENGH. Una vez obtenido un modelo más simple y compacto con un aceptable poder de explicación del logaritmo natural del alquiler pagado por los inquilinos, se procedió a estimar el modelo por medio de regresiones por cuantiles para evitar imputarle una renta implícita más alta a los cuantiles más bajos de la distribución del ingreso y viceversa. Luego de haber imputado por cuantiles las rentas implícitas, fueron analizadas todas las aristas que conciernen a los resultados, las características de la muestra, y el rol que ocupan los interceptos en esta técnica. Concluido todo este proceso, fueron calculadas distintas medidas de desigualdad del ingreso: en primer lugar fueron calculadas para los ingresos, sin modificar, declarados por las familias en la ENGH 2004/2005, en segundo lugar fueron calculadas las mismas medidas pero imputando las rentas implícitas estimadas por MCO y finalmente, los mismos coeficiente fueron computados pero utilizando las rentas implícitas estimadas por regresiones por cuantiles. Adicionalmente, fueron tenidos en cuenta los hechos de haber tomado un crédito para comprar una propiedad y la incorrecta revelación del ingreso por parte de los propietarios (Gasparini, 1998).

Finalmente, habiendo obtenido todos los resultados mencionados, los mismos fueron comparados con los obtenidos por Gasparini y Sosa Escudero. El resultado final y más importante muestra que las medidas de distribución calculadas habiendo imputado las rentas implícitas estimadas por regresiones por cuantiles son ligeramente más altas que las computadas por estos autores con la ENGH 1996/1997. Esto implica que la distribución del ingreso no siempre mejora imputando las rentas implícitas, y particularmente en este caso, es menos equitativa que una década atrás.

Posiblemente, la disponibilidad de información, como la ubicación de la vivienda y otras variables ausentes en la ENGH, sea un problema importante a la hora de seleccionar las variables y estimar el modelo. Adicionalmente, como fue mencionado en la sección 3, sería importante

calcular la renta implícita siguiendo otras metodologías, con el fin de brindar mayor robustez a los resultados obtenidos en el presente trabajo.

Por último, será interesante estudiar que sucede con los datos arrojados por la próxima ENGH, ya que a partir del año 2008 distintas políticas públicas, han sido diseñadas por el Gobierno con el objetivo de redistribuir la riqueza de una forma más equitativa. Resta observar si estos planes efectivamente redujeron o si siguen incrementando ligeramente, aunque aumentando al fin, los índices que miden la distribución del ingreso.



Universidad de  
**San Andrés**

## 7. Bibliografía

- Arias, M. (2006). *“Explorando la distribución del ingreso y del consumo en el Gran Buenos Aires: Análisis y perspectivas a partir de la utilización conjunta de la EPH y la ENGH”*. Tesis, Universidad de San Andrés, Departamento de Economía.
- Craig, S., Kohlhase, J. y D. Papell (1991). *“Chaos theory and microeconomics. An application to model specification and hedonic estimation”*. Review of Economics and Statistics 73.
- Court, A.T. (1939). *“Hedonic Price Indexes with Automotive Examples, Dynamics of Automobile Demand”*. General Motors Corporation, 99-117.
- Cropper, M., Deck, J. y K. McConnell (1988). *“On the choice of functional form for hedonic price functions”*. Review of Economics and Statistics 70.
- Freeman, A. M. (1979). *“The hedonic approach to measuring demand for neighborhood characteristics”*. The Economics of Neighborhoods. Academic Press.
- Figueroa, E. y Lever, G. (1992). *“Determinantes del precio de mercado de los terrenos en el área urbana de Santiago”*. Cuadernos de Economía, 86, pp. 99-113.
- Gasparini, L. (1998). *“La incidencia tributaria del sistema impositivo en la Argentina”*. La Reforma Tributaria en la Argentina, FIEL.
- Gasparini, L. y Sosa Escudero, W. (2004). *“Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution. Econometric Estimates for Greater Buenos Aires”*. Working Papers 58, Universidad de San Andrés, Departamento de Economía.
- Gomez Mera, Laura (1998). *“El valor social de las plazas”*. Mimeo, Universidad de San Andrés.
- Griliches, Z. (1961). *“Hedonic price indexes for automobiles: an econometric analysis of quality change”*. The Price Statistics of the Federal Government, 73.

- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) (2004/2005). *“Encuesta Nacional de los Gastos de los Hogares 2004/2005”*. Región Metropolitana del Gran Buenos Aires, Resultados Provisorios. Vol. 1.
- Katz, A. (1983). *“Valuing the services of consumer durables”*. Review of Income and Wealth, 29, 405-428.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). *“Regression quantiles”*, Econometría, 46, 33-50.
- Koenker, R. y Hallock, K. (2001). *“Quantile regression: an introduction”*. Journal of Economic Perspectives, 15: 143-156.
- Malpezzi, S., and S. Mayo (1987). *“The demand for housing in developing countries”*. Economic Development and Cultural Change 35, 687-721.
- Malpezzi, S. (2000). *“Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries”*. Housing. In Grosh, M. and Glewwe, P., Eds. The World Bank, Washington.
- Pace, R. (1995). *“Parametric, semiparametric and nonparametric estimation of characteristic values within mass assessment and hedonic pricing models”*. Journal of Real State Finance and Economics 11.
- Ridker, R. y Henning, A. (1967). *“The determinants housing prices and the demand for clean air”*. Journal Environmental Economy Management, 5: 81-102.
- Rosen, H. (1995). Public Finance. Irwin.
- Rosen, S. (1974). *“Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition”*. Journal of Political Economy, 82, 34-55.
- Sheppard, L. (1999). *“Hedonic analysis of housing markets”*. En Handbook of Regional and Urban Economics, vol. 3.

- Stumpf González, M. y Torres Formoso, C. (1997), "*Estimación de modelos de precios hedónicos para alquileres residenciales*". Cuadernos de Economía, 34, 101, 71-86.
- Varian, H. (2004). "*Activos que tienen rendimientos en forma de consumo*". En Microeconomía Intermedia – Un enfoque Moderno. Ed. 5ta. Capítulo 11: Los Mercados de Activos, 210-211.
- Wallace, N. (1996). "*Hedonic – based Price indexes for housing: Theory, estimation and Index construction*". Economic Review – Federal Reserve Bank of San Francisco, 34-48.
- Walter Sosa Escudero y Leonardo Gasparini, 2003. "*Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution. Econometric Estimates for Greater Buenos Aires*", Working Papers 58, Universidad de San Andrés, Departamento de Economía.
- Waugh, F. (1929). "*Quality as a determinant of vegetable prices*". Columbia University Press.
- Yates, J. (1994). "*Imputed rent and income distribution*". Review of Income and Wealth 40, 43-66.