

Cámara Chilena de la Construcción A.G.
Gerencia de Estudios

N° 80

Febrero 2015

**Elasticidad precio de la oferta
inmobiliaria en el Gran Santiago**

Fco. Javier Lozano N.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de la Mesa Directiva de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. o sus directivos. Se prohíbe la reproducción total o parcial de este documento sin autorización previa de la Cámara Chilena de la Construcción A.G.

Elasticidad precio de la oferta inmobiliaria en el Gran Santiago*

Fco. Javier Lozano N.**

Febrero 2015

Resumen

Este trabajo tiene como objetivo la modelación del mercado inmobiliario del Gran Santiago desde la perspectiva de la oferta, utilizando para ello una ecuación del tipo “q” de Tobin para explicar la inversión residencial, y considerando los principales determinantes de la oferta: precio de la vivienda, precio del suelo y costos de edificación. A partir de este modelo se extraen coeficientes de elasticidad-precio de la oferta en las distintas zonas que componen el Gran Santiago (Nor-oriente, Nor-poniente, Sur y Centro; para departamentos y casas) y se contrastan las siguientes hipótesis: 1) que existen diferencias significativas en la elasticidad precio de la oferta al interior del Gran Santiago, las cuales pueden estar causadas por una regulación más restrictiva en determinadas zonas; y 2) que las zonas con oferta más elástica presentan un ajuste de precios moderado. Para llevar a cabo este estudio se cuenta con series históricas del mercado inmobiliario desde 1994 a 2013, con frecuencia trimestral, para las cuatro zonas en que se divide el Gran Santiago; esto supone contar con un panel de 560 observaciones.

* El autor agradece el aporte del equipo de la Gerencia de Estudios, los comentarios de Byron Idrovo y Luis Opazo, así como la ayuda prestada por el Centro de Documentación de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. Cualquier error es responsabilidad del autor.

** Gerencia de Estudios, Cámara Chilena de la Construcción A.G. E-Mail: flozano@cchc.cl

1. Introducción

El sector inmobiliario contribuye de manera notoria a la actividad económica y es una de las variables más importantes en lo que respecta a la estabilidad financiera. Esto se explica por la cantidad de agentes económicos que intervienen en la producción, comercialización y financiación de una vivienda: la empresa inmobiliaria que decide invertir en un proyecto inmobiliario, la empresa constructora a la que se encarga la construcción de dicho proyecto, la familia o el inversionista que adquiere la vivienda, la entidad financiera que financia la compra de dicha vivienda a través de un crédito hipotecario, entre otros. Es por ello que resulta fundamental comprender la dinámica del sector inmobiliario y sus fundamentos, tanto por el lado de la demanda como de la oferta. Son varios los estudios que identifican la inversión residencial como uno de los mejores indicadores adelantados del ciclo económico, de manera que constituye una alerta temprana de futuras expansiones o recesiones económicas (Mayer y Somerville, 1996a; Leamer, 2007).

A modo de ejemplo, en Chile el 65% de los hogares es propietario de la vivienda que habita. Esta cifra es superior al promedio mundial de 61% y similar a la de varios países avanzados (EE.UU., Canadá, Australia, entre otros), aunque algo inferior a la de países vecinos ya que el promedio para América Latina es 73% (Fay, 2005; Andrews y Caldera 2011). Entre los hogares propietarios de vivienda, 58% financió la compra mediante un crédito hipotecario, mientras que 49% hizo uso de algún subsidio para adquirir su vivienda (Ministerio de Desarrollo Social, 2015). Estas cifras ponen de manifiesto la importancia de entidades privadas y públicas en el desempeño del sector inmobiliario. En cuanto a la relevancia de la inversión en inmuebles en el balance de los hogares, los últimos datos disponibles muestran que más de la mitad (58,4%) de la deuda de los hogares es hipotecaria (Banco Central de Chile, 2014).

Las consecuencias del mal funcionamiento del sector inmobiliario fueron evidentes en la reciente crisis financiera que afectó gravemente a varios países. En los últimos 30 años los precios de la vivienda experimentaron una continua tendencia alcista en gran parte del mundo, destacando una fuerte correlación entre países (Ahearne, Ammer, Doyle, Kole y Martin, 2005). No solo las series de precio de vivienda mostraron esta tendencia, sino también indicadores como la razón entre precio de vivienda e ingreso disponible o la razón entre precios de compra y arriendos. Si bien existieron varios factores que, en cierta medida, justificaron el alza de precios (reducción en las tasas de interés, estándares de crédito menos restrictivos, creación de empleo, cambios demográficos), la literatura más reciente ha puesto mayor énfasis en dos aspectos que resultaron relevantes para entender el comportamiento de los precios en la última década: la especulación y las restricciones a la oferta.

La importancia de las restricciones a la oferta inmobiliaria, ya sea por regulaciones sobre los usos del suelo o por las características geográficas del territorio, ha sido un tema de interés central en la discusión sobre la evolución más reciente del mercado inmobiliario. A nivel internacional, diversos trabajos han encontrado una relación significativa entre restricciones a la oferta y alza de precios de la vivienda; tanto en Estados Unidos, como en China, Australia, Nueva Zelanda y varios países de Europa una parte importante del incremento del valor de las viviendas se explica por condiciones más restrictivas para desarrollar proyectos inmobiliarios. En Chile se intuye que el factor regulativo también afectó a la evolución reciente de los precios del

sector inmobiliario, aunque no existen trabajos empíricos que confirmen dicha hipótesis. Uno de los aspectos citados con más frecuencia es la escasez de suelo en el área urbana de Santiago (CChC, 2012), lo cual tiene su origen en la implementación del Plan Regulador Metropolitano de Santiago en 1994 y la posterior Circular 41 del MINVU en 2006, la cual paralizó los cambios de uso del suelo en áreas rurales. No es hasta finales de 2013 que se modifica el Plan, incorporando 10.200 hectáreas al área urbanizable de la ciudad. Otro factor que podría explicar el alza de precios es la normativa de constructibilidad, que impide densificar en determinadas zonas, limitando de esta manera la oferta inmobiliaria (CChC, 2013).

Este trabajo tiene un doble objetivo. En primer lugar, se modela el mercado inmobiliario desde la perspectiva de la oferta, empleando para ello una ecuación del tipo “q” (Tobin, 1969) para explicar la decisión de incorporar nueva oferta de viviendas al mercado. La estimación de esta ecuación permite obtener valores puntuales para la elasticidad-precio de la oferta, es decir, la respuesta de la oferta frente a cambios en el precio de venta de las viviendas. En segundo lugar, se contrastan las hipótesis de que existe una significativa variabilidad según tipo de vivienda y zona dentro de la ciudad, y de que las zonas con oferta más elástica presentan menor desequilibrio en sus precios.

Son varias las razones que justifican la originalidad de este trabajo. Se trata de uno de los primeros intentos, según conocimiento del autor, de modelar el mercado inmobiliario desde la perspectiva de la oferta. Los estudios realizados hasta la fecha para Chile y para Santiago se han limitado a verificar la existencia de relaciones de largo plazo entre el precio de la vivienda y sus principales determinantes, a modo de descartar posibles episodios de burbuja inmobiliaria. Otra novedad presente en este trabajo es la utilización de series de precio del suelo, considerando que este es el insumo más importante en la producción de viviendas, no solo porque representa una porción significativa del costo de un proyecto inmobiliario, sino también por su escasez (su oferta es limitada dentro de un territorio) y por las diferentes normativas que regulan su uso. Por último, la unidad de análisis de este trabajo es tanto el tipo de vivienda (departamento o casa) como la zona en que se ubican dentro de la ciudad, generando de esta manera siete secciones cruzadas. Una de las debilidades más frecuentes en este tipo de estudios es el uso de información agregada, ya sea a nivel nacional o regional, lo que puede generar sesgos en las estimaciones; esto adquiere mayor relevancia considerando que el mercado inmobiliario tiene un marcado carácter local (Stover, 1986; Lerbs, 2012).

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el apartado 2 se analizan diversos modelos teóricos que han sido propuestos para modelar la oferta inmobiliaria. En el apartado 3 se resumen los principales argumentos en favor y en contra de las restricciones a la oferta y el efecto de estas sobre el sector inmobiliario. En el apartado 4 se hace una revisión de la evidencia internacional sobre la elasticidad de la oferta en diferentes países y períodos de tiempo. En el apartado 5 se analiza la evolución de los principales indicadores del sector inmobiliario en el Gran Santiago. En el apartado 6 se expone el modelo empleado en este trabajo y las variables que lo componen. En el apartado 7 se discuten las hipótesis del trabajo y se muestran los resultados obtenidos. Finalmente, el apartado 8 resume las principales conclusiones del trabajo.

2. Modelos teóricos para la oferta inmobiliaria

Generalmente se acepta que el primer intento de modelización de la oferta inmobiliaria lo realizó Muth (1960), quien estimó una ecuación en forma reducida relacionando la construcción de viviendas nuevas con los precios de venta de estas y empleando datos nacionales de Estados Unidos entre 1919 y 1934. En dicho estudio se concluye que la oferta es perfectamente elástica. Posteriormente, ampliando el periodo de estudio hasta 1975, Follain (1979) llegó a la misma conclusión. En ambos casos se ha criticado el hecho de que, metodológicamente, incluir precios y cantidades en la misma ecuación puede resultar problemático.

Posteriormente, en la década de los ochenta tomó fuerza la idea de modelar directamente la oferta inmobiliaria, desarrollando métodos más estructurales que las ecuaciones en forma reducida. En estos casos, se establece que la inversión residencial, la construcción de viviendas o la oferta inmobiliaria es función de precios y costos. Tal como señala DiPasquale (1999), existen dos enfoques teóricos que dan sustento a este nuevo esfuerzo por analizar la oferta de viviendas: un enfoque basado en teorías de la inversión y otro fundamentado en la teoría espacial.

En el primer caso, se asume que el sector inmobiliario está compuesto por empresas que compiten entre ellas, asumiendo costos crecientes en mano de obra y materiales. En este contexto, una empresa decidirá producir nuevas viviendas si el precio de venta de estas compensa los costos de producirlas. De acuerdo al esquema planteado por Tobin (1969), la tasa de inversión es función de la razón (q) entre el valor marginal del capital y el costo marginal de su reposición, de tal manera que si el precio marginal de una vivienda en el mercado es mayor que su costo marginal de producción, aumentará la oferta de viviendas ya que existe un incentivo a producir más.

En principio la teoría de Tobin no sería operativa, ya que q no es observable. No obstante, lo que se puede observar en el mercado es el q medio, que sería la razón entre el valor de mercado de una unidad disponible y el costo de reemplazar dicha unidad. Si se asume que las empresas son precio-aceptantes y producen con una función de rendimientos constantes a escala, entonces q marginal es igual a q medio (Hayashi, 1982).

Son varios los estudios que aplican la teoría de Tobin al mercado inmobiliario. Entre estos, destacan Jud y Winkler (2003) quienes encontraron en Estados Unidos una relación positiva y significativa entre varias medidas de oferta inmobiliaria (permisos de edificación, inicios de obra e inversión residencial) y la razón q . Análogamente, Berg y Berger (2006) y Zulfiqar (2006) hallaron esta misma relación entre inversión residencial y la razón q en Suecia y Noruega respectivamente. Más recientemente, Grimes y Aitken (2010) y Chen (2012) encontraron que la razón q explica una porción importante de la inversión residencial en Nueva Zelanda y Taiwán respectivamente.

Otros autores que han utilizado la teoría de la inversión para analizar el mercado inmobiliario son Poterba (1984) y Topel y Rosen (1988). En ambos casos, se evidencia que el precio de la vivienda es determinante de la nueva oferta, pero, contrario a lo planteado teóricamente, no se encuentra que los costos de producción tengan efecto significativo sobre la inversión. La principal crítica recibida por estos trabajos es el

hecho de que no incorporan el suelo como insumo en la decisión de producir nuevas viviendas (DiPasquale, 1999).

Como alternativa a los modelos basados en la teoría de la inversión, el enfoque de la teoría espacial considera que la variable suelo es la clave para entender las dinámicas del mercado inmobiliario. Los modelos mencionados anteriormente consideran que la inversión residencial es igual a cualquier otro tipo de inversión, sin embargo el componente suelo hace que la inversión en vivienda sea diferente: en un territorio donde el suelo se oferta de manera inelástica, dado que su extensión es fija, se debe dar un equilibrio espacial entre los precios de la vivienda y el suelo (Mayer y Somerville, 2000b).

La importancia de la variable suelo para comprender la dinámica del sector inmobiliario ha sido resaltada por numerosos autores en la última década. Comenzando por los aportes de DiPasquale y Wheaton (1994) y Mayer y Somerville (2000b), quienes encuentran fundamento en el modelo de ciudad *monocéntrica* desarrollado por Capozza y Helsley (1989). Estos autores son los primeros en incorporar el precio del suelo o la cantidad disponible de este en un modelo explicativo de la inversión residencial, de tal manera que el ajuste del precio de la vivienda se realiza a través del precio del suelo: ante un *shock* de demanda que genere alzas en el precio de las viviendas, habrá mayor interés por producir nuevas viviendas con lo cual aumentará el *stock* de estas, esto provoca que aumente el precio del suelo al haber menos disponible, lo que a su vez será un freno a la nueva construcción ya que desaparece el incentivo a producir nuevas unidades (DiPasquale, 1999). Por tanto, un modelo de oferta inmobiliaria que ignore el componente suelo sufrirá, con toda seguridad, sesgos en sus estimaciones.

A pesar de la relevancia del suelo para explicar la dinámica del sector inmobiliario, gran parte de los estudios que analizan el mercado de vivienda no incorporan dicha variable, ya sea por no considerarla importante o por no disponer de estadísticas (Poterba, 1984; Topel y Rosen, 1988). Otros estudios, si bien incorporan el suelo en sus modelos, lo hacen de manera discutible. Por ejemplo, Glaeser, Gyourko y Saiz (2008) calculan el valor del suelo como una proporción fija (20%) del valor de la vivienda, mientras que DiPasquale y Wheaton (1994) utilizan el precio del suelo agrícola al no disponer de información sobre el suelo con uso residencial. Un problema que se deriva de la utilización del suelo disponible para uso residencial es que este no es necesariamente exógeno, ya que está determinado parcialmente por las expectativas sobre la evolución de los costos de edificación, los precios de la vivienda y los tipos de interés (Leishman, 2010).

3. Restricciones a la oferta inmobiliaria

Tal como se comentó en la introducción, las restricciones a la oferta inmobiliaria, ya sea derivadas de la normativa vigente en cada territorio o de las condiciones geográficas del mismo, han sido un tema central en la investigación más reciente sobre la evolución de los precios del sector inmobiliario en la última década.

En general, el interés de estos estudios se ha centrado en encontrar efectos significativos entre diversas medidas de inversión residencial (inicios de obras, permisos

de edificación, inversión en vivienda, etc.) y el nivel de restricciones a la oferta (demora en aprobar permisos, regulación de usos de suelo, etc.) o condiciones geográficas que limitan la expansión urbana (territorio montañoso, desierto, presencia de lagos o ríos, etc.). En casi todas estas investigaciones, como veremos más adelante, se evidencia que existe una relación inversa entre oferta inmobiliaria y las mencionadas restricciones, es decir, regiones o municipios con mayor nivel de restricción presentan menor nivel de construcción de viviendas.

Otra área de estudio con gran relevancia es aquella que relaciona la elasticidad de la oferta con las restricciones a esta. Entendiendo que la elasticidad representa la sensibilidad o capacidad de respuesta de la oferta inmobiliaria frente a cambios en el precio de la vivienda, se esperaría que en un episodio de alza de precios, cuyo origen sea un *shock* de demanda, las empresas inmobiliarias tendrían incentivos a añadir nuevas unidades a la oferta en el corto plazo. De esta manera, se asume que la oferta es elástica, es decir, frente a un incremento del precio de venta de las viviendas, la cantidad de viviendas que se construyen y se ponen a la venta debería aumentar igual o más que el precio. Sin embargo, numerosos estudios demuestran que el entorno regulatorio y la geografía también tienen una importante incidencia sobre la capacidad de respuesta de la oferta. Es decir, una normativa más restrictiva o la presencia de condiciones geográficas que limitan la oferta inmobiliaria provocan que esta muestre menor elasticidad.

Este último punto es importante, ya que la elasticidad de la oferta es un parámetro fundamental para el buen desarrollo del sector inmobiliario. Esto se debe a que la elasticidad determina la respuesta de las empresas inmobiliarias frente a *shocks* de demanda, y a través de esta respuesta la oferta y la demanda vuelven a su nivel de equilibrio en el mediano o largo plazo, tras el *shock* inicial en el corto plazo que generó un alza de precios. Por tanto, una oferta relativamente elástica es garantía de que los desequilibrios en el precio de las viviendas solo serán transitorios, ya que el *shock* inicial será absorbido casi por completo por la oferta sin afectar en gran medida los precios (Caldera y Johansson, 2011).

Generalmente se tiende a pensar, por lo menos desde el punto de vista empresarial, que las restricciones a la urbanización son perjudiciales ya que suponen una distorsión a los incentivos del mercado y hacen más costoso el desarrollo de los proyectos inmobiliarios. No obstante, en determinados casos las restricciones a la edificación y la regulación del suelo se justifican por el hecho de que protegen las externalidades positivas o impiden las negativas, beneficiando así a la población residente a través de una mejor calidad de vida o el aumento de valor de sus propiedades (Albouy y Ehrlich, 2012; Jaeger, 2006). Sin embargo, no está claro si la ganancia de bienestar que reciben los residentes es suficiente para compensar el costo adicional que supone una normativa más restrictiva (Hilber y Robert-Nicoud, 2013).

En este sentido, en los últimos años los movimientos sociales y grupos de vecinos que se oponen a determinadas obras adquirieron una notoria presencia en la discusión sobre el modelo de urbanismo de las ciudades. Es lo que recientemente se conoce con el nombre *NIMBY (Not In My Back Yard)*, que hace referencia a la demanda, por parte de estos grupos, de no construir determinadas obras de infraestructura o desarrollos inmobiliarios en las cercanías de su residencia. Estos movimientos tienen su fundamento teórico en la teoría del residente-votante (*homevoter*) desarrollada por

Fischel (2001). Según este autor, los propietarios de vivienda procuran defender el valor de su inversión más importante, evitando que determinadas obras pueden generar una externalidad negativa sobre esta. Es por ello que el propietario de vivienda y los grupos de vecinos se convierten en actores relevantes en la política local, influyendo en las normativas del municipio que afectan al lugar donde residen.

Como se comentó anteriormente, las investigaciones realizadas en la última década han buscado una relación significativa entre las restricciones a la oferta y el desempeño del sector inmobiliario, ya sea en términos de costos, de precios o de producción. En lo que resta de este apartado se resumen las principales evidencias encontradas en diversos países acerca de esta relación.

En términos de costos, resulta evidente que cualquier normativa que restringe la cantidad de viviendas que se pueden construir, que impone niveles mínimos en alguna de sus características, o que impide determinados usos del suelo, va a suponer un mayor costo para las empresas inmobiliarias. De acuerdo a los resultados de Paciorek (2013), se evidencia que las ciudades de Estados Unidos con mayor nivel de restricción presentan mayores costos marginales que aquellas ciudades menos restrictivas. También en Estados Unidos, pero centrado en el área metropolitana de San Francisco, Quigley, Raphael y Rosenthal (2008) encuentran que la regulación de los usos del suelo genera mayores costos de producción, amplía los plazos para terminar los proyectos inmobiliarios y provoca más incertidumbre acerca del desarrollo de los proyectos. Este aumento en los costos de producción finalmente se traslada a los precios de venta y a los arriendos.

La regulación también puede tener efectos negativos sobre la cantidad de viviendas que se construyen o sobre la inversión residencial. En este sentido, Mayer y Somerville (2000a) encuentran que las áreas metropolitanas de Estados Unidos que presentan mayores índices de regulación tienen en promedio 45% menos inicios de obra en comparación con áreas menos reguladas. Además se evidencia que no todos los tipos de regulación tienen el mismo efecto, siendo más relevantes las normativas que prohíben o restringen determinados proyectos y las que producen demoras en estos, en comparación con normativas como cargos por desarrollo o por impactos. Análogamente, Glaeser, Gyourko y Saks (2005) y Glaeser, Gyourko y Saiz (2008) evidencian menor edificación de viviendas en zonas más reguladas de Estados Unidos en los últimos treinta años. Siguiendo en Estados Unidos, Quigley y Raphael (2004) encuentran que en el estado de California existe un efecto negativo de la regulación sobre la cantidad de viviendas nuevas. En Inglaterra, Leishman (2010) encuentra una relación negativa entre la cantidad de suelo disponible para uso residencial y la actividad constructora; este efecto se produce porque la limitación de suelo disponible genera un alza en el precio de este, lo cual desincentiva la construcción de nuevas viviendas. Un estudio para China (Mak, Choy y Ho, 2012) muestra que las ciudades con menor restricción en los usos de suelo presentan mayor inversión residencial.

Otra variable que se ve afectada por la regulación es el precio de las viviendas. Son numerosos los estudios que encuentran una relación significativa entre una regulación más estricta y mayores alzas de precios. También se evidencia que, en determinados casos, normativas más restrictivas agravaron los efectos de la reciente burbuja inmobiliaria. Para Estados Unidos, Glaeser, Gyourko y Saks (2005 y 2006) y Glaeser, Gyourko y Saiz (2008) encuentran que las áreas metropolitanas de Estados

Unidos con mayor índice de regulación sufrieron mayores alzas de precio. Análogamente, para el estado de California, Quigley y Raphael (2004) encuentran esta misma relación. Para Inglaterra, Hilber y Vermeulen (2013) estiman que el precio de las viviendas sería 35% inferior a su nivel actual si no existieran regulaciones que restringen la oferta inmobiliaria. Para España, Solé-Ollé y Viladecans-Marsal (2013) observan que los municipios más restrictivos con los usos del suelo registraron mayores alzas en los precios de sus viviendas.

En lo que respecta al reciente episodio de burbuja inmobiliaria, diversos autores argumentan que las restricciones a la oferta fueron en parte responsables de generar y ampliar los efectos de este fenómeno, encontrando una relación significativa entre mayor regulación y comportamiento especulativo en el mercado inmobiliario (Malpezzi y Wachter, 2002). Se encuentra evidencia de esta relación en Estados Unidos, donde Glaeser, Gyourko y Saiz (2008) estiman que la regulación hizo más duradero el episodio de *boom* inmobiliario (cuatro años para zonas más reguladas y 1,7 años en zonas menos reguladas). Anundsen y Heebol (2013) también encuentran que, cuanto más fuerte es la restricción a la oferta, mayor es la reacción de los precios ante *shocks* de demanda. Análogamente, Bulusu, Duarte y Vergara-Alert (2013) y Huang y Tang (2010) evidencian que las restricciones a la oferta son una parte importante para explicar la reciente crisis del sector inmobiliario. Para Nueva Zelanda, Grimes y Aitken (2010) muestran que en los municipios con menos regulación ha habido menor desequilibrio en los precios de la vivienda.

Por último, la regulación también afecta a la elasticidad de la oferta. En un reciente estudio de corte transversal que incluye a varios países de la OCDE, Caldera y Johansson (2011) encuentran que la elasticidad precio de la oferta es menor en aquellos países donde hay menos suelo disponible y los permisos de edificación requieren de más tiempo para ser aprobados. En Estados Unidos, Mayer y Somerville (2000a) muestran que un área metropolitana más regulada tiene una elasticidad 20% inferior en comparación con un área menos regulada. Análogamente, Green, Malpezzi y Mayo (2005) encuentran que las ciudades con menor elasticidad de oferta comparten un ambiente regulatorio más restrictivo. Para el estado de California, Quigley y Raphael (2004) evidencian menor sensibilidad de la oferta en ciudades más restrictivas, mientras que para el estado de Florida Ihlanfeldt y Mayock (2014) encuentran una relación significativa entre factores regulatorios (requerimientos sobre tamaños mínimos y cantidad de suelo disponible) y elasticidad de la oferta. Malpezzi y Mayo (1997) comparan la elasticidad de la oferta en dos países muy regulados (Malasia y Corea del Sur) con la de dos países más liberales (Tailandia y Estados Unidos) y encuentran que la oferta es inelástica en los dos primeros.

4. Estimaciones internacionales sobre la elasticidad de la oferta

Como ya se comentó anteriormente, la elasticidad precio de la oferta es un parámetro fundamental en el análisis del sector inmobiliario ya que representa la capacidad de respuesta de la oferta frente a un *shock* de demanda. La manera en que la oferta responde a este *shock*, ya sea generando alzas en el precio de venta (oferta inelástica) o aumentando la cantidad ofertada (oferta elástica), va a tener consecuencias

muy diferentes. Es por ello que la estimación de cuán elástica es la oferta inmobiliaria ha adquirido una notable relevancia en la literatura internacional en los últimos años.

Los resultados de los estudios sobre oferta inmobiliaria son variados, incluso para un mismo país o región. El cálculo de la elasticidad de la oferta depende del modelo y las variables empleadas, de la forma en que estas se expresan, de la desagregación de los datos y del periodo de tiempo, entre otros. Por ejemplo, es un hecho estilizado en la literatura que al utilizar variables en primeras diferencias se obtienen coeficientes de elasticidad más reducidos que en el caso de emplear variables en niveles. También existe consenso en la literatura sobre la necesidad de emplear datos lo más desagregados posibles, ya que las cifras agregadas a nivel nacional o regional pueden generar sesgos en las estimaciones (Stover, 1986; Lerbs, 2012).

En las siguientes líneas se resumen los principales resultados obtenidos del cálculo de la elasticidad precio de la oferta inmobiliario en diferentes países.

Para Estados Unidos existen un gran número de investigaciones acerca de la sensibilidad de la oferta frente a cambios en el precio de la vivienda. Los primeros estudios (Muth, 1960; Follain, 1979) encuentran que la oferta de viviendas en Estados Unidos es perfectamente elástica. Dado que ambos emplean datos nacionales agregados y no prestan atención a las propiedades de las series de tiempo, han recibido muchas críticas y sus resultados han sido ampliamente cuestionados. En general, estudios posteriores que han empleado modelos más avanzados encuentran que la oferta es elástica: Topel y Rosen (1988) estiman elasticidades entre 1,4 y 2,2; DiPasquale y Wheaton (1994) calculan elasticidades en el rango 1,2 a 1,4 para *stock* de viviendas y de 1 a 1,2 para nuevas viviendas; para Mayer y Somerville (1996a) la elasticidad oscila entre 0,9 y 3,9 con promedio 2,7; Blackley (1999) estima elasticidades entre 1,6 y 3,7; Caldera y Johansson (2011) encuentra que es superior a 1; Malpezzi y McLennan (2001) estiman que la elasticidad varía entre 6 y 13; Harter-Dreiman (2004) estima la elasticidad entre 1,8 y 3,2; Swank, Kakes y Tieman (2012) coinciden en que la oferta es elástica al calcular un coeficiente de 1,4; Wheaton, Chervachidze y Nechayev (2014) encuentran mucha variabilidad entre las áreas metropolitanas, con elasticidades entre 0,2 y 3,1.

Para Europa las estimaciones sobre la elasticidad de la oferta indican que esta sería más inelástica en comparación con Estados Unidos. En el Reino Unido, Malpezzi y McLennan (2001) estiman que la elasticidad varía entre 0 y 1; Pryce (1999) calcula la elasticidad en 1988 (0,58) y en 1992 (1,03); a nivel local Owusu-Ansah (2012) encuentra que la elasticidad varía entre 2 y 3,2 en la ciudad de Aberdeen. Para Irlanda, Kenny (1999) encuentra una elasticidad unitaria. En Alemania la oferta es claramente inelástica, tal como demuestran Bischoff (2012) y Lerbs (2012), al igual que en Holanda, donde Vermeulen y Rouwendal (2007) encuentran coeficientes de 0,04 para nueva construcción y de 0,1 para inversión residencial. En España se estima que la oferta de vivienda ha sido en general elástica, con coeficientes que varían entre 0,433 y 1,309 según Arrazola, Hevia, Romero y Sanz-Sanz (2014), entre 1,51 y 1,83 según Sawaya (2005) o con promedio 0,86 según Taltavull (2007) y 2,5 según Taltavull y Gabrielli (2013). En otros países de Europa, como Austria e Italia, los resultados indican que la oferta es inelástica: en el primer caso la elasticidad es 0,23 y en el segundo 0,26 (Caldera y Johansson, 2011). Lo mismo ocurre para Finlandia, donde Oikarinen, Peltola y

Valtonen (2014) estiman que la elasticidad de la oferta varía entre 0,2 y 0,8. Para Suiza, Steiner (2010) encuentra que la oferta es relativamente elástica, con coeficiente de 1,35.

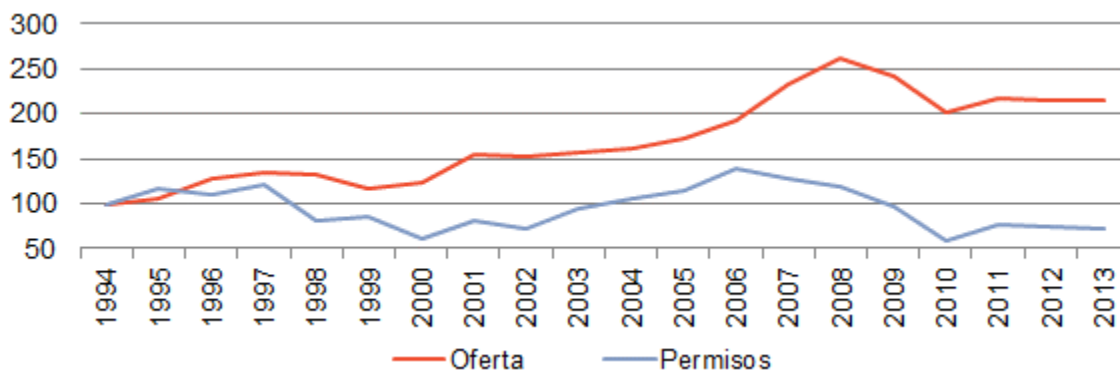
En el resto de países del mundo los resultados son variados. En China se estima que la oferta inmobiliaria es elástica: Liu (2014) estima una coeficiente de 2,65 y Wang, Chan y Xu (2012) encuentran que la elasticidad varía entre 2,8 y 5,6. No obstante, Mak, Choy y Ho (2012) obtienen que la inversión residencial es inelástica, con un coeficiente de 0,48. Para Australia, tanto Gitelman y Otto (2012) como Liu y Otto (2014) encuentran que la elasticidad de la oferta en Sidney es inferior a la unidad: en el primer caso oscila entre 0,329 y 0,362, mientras que en el segundo caso la elasticidad es de 0,2 para casas y de 0,8 para departamentos. Finalmente, para Nueva Zelanda, Grimes y Aitken (2010) calculan un coeficiente de elasticidad de 0,7.

5. Sector inmobiliario del Gran Santiago

El sector inmobiliario chileno, y en concreto el del Gran Santiago, presenta un comportamiento cíclico coherente con la evidencia internacional. En las siguientes líneas se resume la evolución de sus principales indicadores en los últimos veinte años.

La oferta inmobiliaria residencial y los permisos de edificación de viviendas son las variables de mayor interés para este estudio. Tal como muestra el Gráfico 1, la oferta y los permisos medidos según número de unidades de vivienda muestran una evolución paralela en el periodo bajo análisis, destacando en determinados momentos un comportamiento adelantado de los permisos frente a la oferta. Esto resulta más evidente entre los años 2007 y 2009, cuando el sector sufrió un fuerte episodio de acumulación de *stocks*, lo cual fue precedido por un *peak* en los permisos de edificación de viviendas en 2006. En lo más reciente, exceptuando el año 2010 que estuvo severamente afectado por las consecuencias del terremoto, los permisos y la oferta han mostrado una notable estabilidad, lo cual contrasta con la fortaleza de la demanda por vivienda desde 2011. Esta situación de desequilibrio estuvo asociada con significativas alzas en el precio de la vivienda, lo cual generó sospechas acerca de la existencia de una burbuja inmobiliaria.

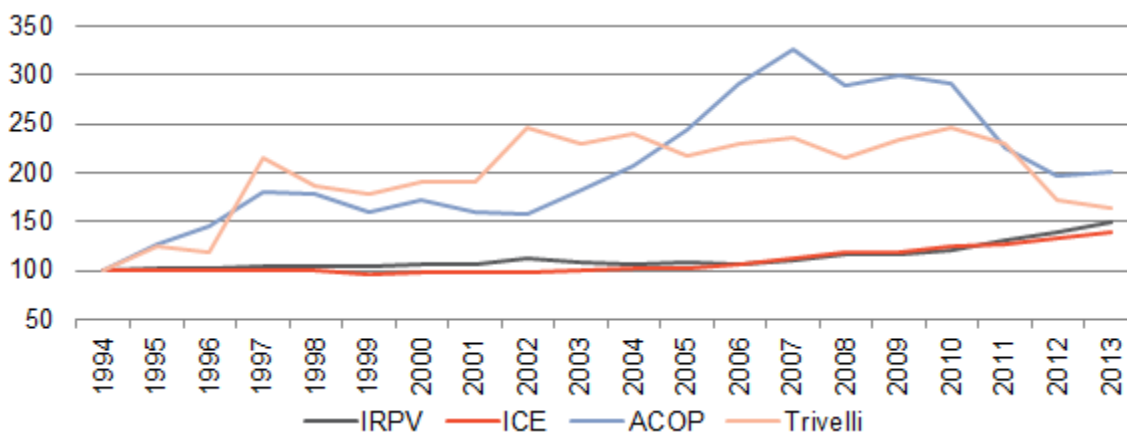
Gráfico 1. Oferta de viviendas nuevas y permisos de edificación (Base 1994=100)



Fuente: Elaboración propia

En el Gráfico 2 se muestra la evolución de los principales determinantes de la oferta inmobiliaria. Resulta llamativa la fuerte correlación entre el índice de precios de vivienda y el índice de costos de edificación durante el período de análisis. Este hecho demuestra que los costos de mano de obra y de materiales para desarrollar un proyecto inmobiliario tienen un efecto significativo sobre el precio final de la vivienda. En contraste, los índices que miden la evolución del valor de suelo (ACOP y Trivelli) muestran una notable divergencia frente al índice de precios, la cual se hace más significativa entre los años 2004 y 2011. Generalmente se entiende que la compra de un terreno para edificar un proyecto inmobiliario se produce tres o cuatro años antes de que comiencen las obras de construcción; este hecho explicaría cómo el *peak* de precios del suelo entre 2007 y 2010 se traslada al precio final de la vivienda a partir de 2011. Por tanto, se evidencia una fuerte correlación contemporánea entre costos de mano de obra y materiales con respecto al precio final de la vivienda, mientras que se encuentra un rezago de tres o cuatro años entre precio del suelo y precio de la vivienda.

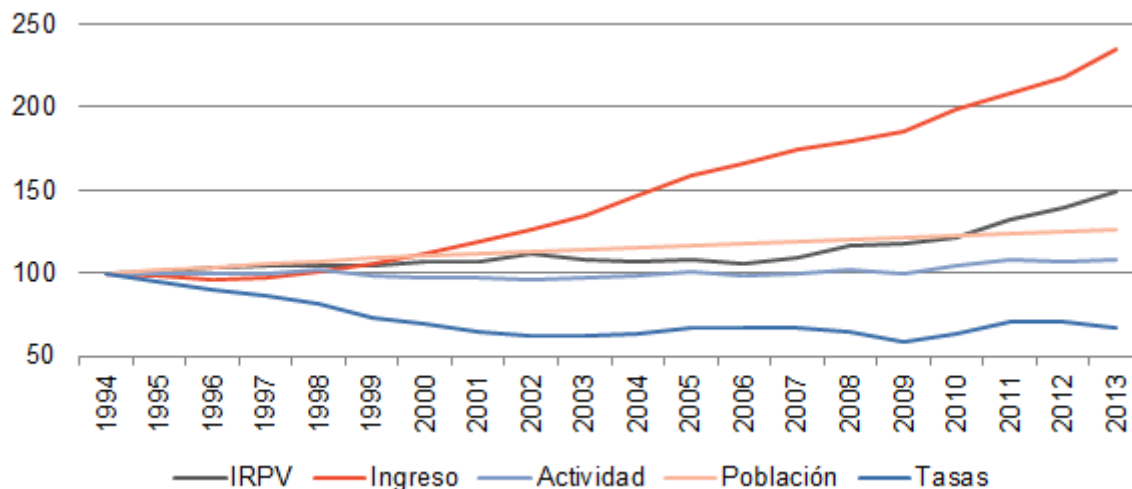
Gráfico 2. Precio de viviendas nuevas y determinantes de oferta (Base 1994=100)



Fuente: Elaboración propia

Con respecto a los fundamentos de demanda, tal como muestra el Gráfico 3 existe una evolución paralela entre estos y el índice de precios de la vivienda durante el periodo analizado. Esta relación de largo plazo permite rechazar la hipótesis de que el mercado inmobiliario ha sufrido algún episodio de burbuja inmobiliaria. El ingreso disponible de los hogares parece ser uno de los determinantes fundamentales de la reciente alza de precios; este hecho se justifica porque la vivienda es un bien normal, es decir, su consumo aumenta cuando los hogares disponen de mayor renta. Otro factor económico que evolucionó a la par que los precios de la vivienda fue la tasa de actividad, lo cual es sinónimo de creación empleo. Del mismo modo, el crecimiento demográfico fue un factor determinante en la dinámica de precios de los últimos años; al aumentar la población, se genera una presión en la demanda por vivienda, lo cual genera alzas de precio. Por último, las tasas de interés evolucionaron a la inversa que los precios de la vivienda, lo cual es coherente con el hecho de que la reducción de la tasa hipotecaria abarata los créditos para la adquisición de vivienda, siendo este un factor explicativo del aumento en la demanda.

Gráfico 3. Precio de viviendas nuevas y determinantes de demanda (Base 1994=100)



Fuente: Elaboración propia

En base a estos antecedentes, son varios los estudios que han analizado el sector inmobiliario de Chile y de Santiago. En general, estos estudios han buscado establecer una relación de largo plazo entre el precio de la vivienda y sus principales determinantes, a modo de rechazar la hipótesis de que en algún momento existió burbuja inmobiliaria. Budnevich y Langoni (1999) analizan el precio de los activos inmobiliarios entre 1993 y 1998, encontrando episodios puntuales de desequilibrio en determinadas comunas de Santiago. Análogamente, Bergoeing, Morandé y Soto (2002) confirman que existe cointegración entre el precio de los principales activos (acciones, inmobiliario y suelo) y sus fundamentos, descartando así la existencia de burbujas en estos mercados. A similar conclusión llegan Parrado, Cox y Fuenzalida (2009) y Sagner (2009), quienes confirman que la evolución de los precios de la vivienda es coincidente con la dinámica de sus fundamentos económicos. Más recientemente, Lennon e Idrovo (2013) y Silva y Vio (2015) analizan los precios de las viviendas en el Gran Santiago y en el país, respectivamente, llegando a la conclusión de que estos mantienen una relación estable en el largo plazo con sus determinantes (ingreso disponible, tasas de interés y costos de construcción). El único estudio previo, según conocimiento del autor, que ha estimado un coeficiente de elasticidad precio de la oferta es Idrovo (2009), quien obtuvo una elasticidad de 0,2 para el Gran Santiago mediante la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas basado en un modelo lineal de inventarios.

Otra serie de estudios sobre el sector inmobiliario que resultan interesantes son los realizados por Figueroa y Lever (1992a y 1992b). En el primer caso, los autores buscan determinar cuáles son los factores que afectan al precio de una vivienda. Usando datos de Santiago llegan a la conclusión de que la densidad de la construcción (que aproxima la restricción en la regulación urbanística) demuestra tener un fuerte impacto en el precio de los inmuebles, aumentando en más de 20% su precio. En el segundo caso, los autores determinaron que el precio de los terrenos también se ve influenciado significativamente por la medida de restricción de la regulación; es decir, un terreno puede tener un valor 200% superior por encontrarse en una zona de la ciudad donde se permite una alta densidad de construcción.

6. Modelo y variables empleadas

El modelo de inversión residencial utilizado en este trabajo tiene su origen en la teoría de Tobin acerca de los determinantes de la tasa de inversión (Tobin, 1969). El planteamiento del modelo sigue las pautas establecidas por Grimes y Aitken (2010), quienes estimaron la inversión residencial en las 73 autoridades locales que componen Nueva Zelanda.

Se comienza asumiendo que las empresas inmobiliarias son precio-aceptantes y buscan maximizar su beneficio en un mercado de vivienda que está sujeto a *shocks* de demanda. Ante un incremento de la demanda por viviendas, la oferta en el corto plazo no se ajusta de manera inmediata para igualar la demanda y mantener el mismo precio; esto debido a que la oferta funciona bajo un esquema de costos de ajuste cuadráticos. Es la variable precio la que “salta” para ajustar demanda y oferta en el corto plazo. De esta manera, los precios se determinan por la función inversa de demanda, la cual depende de la oferta actual y los futuros cambios en la oferta. Los costos que enfrenta la empresa también se ven afectados por *shocks* de demanda, especialmente el precio del suelo. En el largo plazo, los precios, costos y cantidades de vivienda y suelo alcanzan un equilibrio en el que se igualan beneficios y costos. Esto sugiere la utilización de una ecuación del tipo q de Tobin, en la que la cantidad ofrecida va depender de la razón entre precio de venta y costo de producción.

El problema que enfrenta una empresa inmobiliaria (precio-aceptante y con función de producción con rendimientos constantes a escala¹) es construir nuevas viviendas cuando el valor esperado de la venta de estas sea superior al costo de producirlas.

La tasa de inversión residencial en este caso viene dada por el cambio porcentual entre t y $t+1$ en la oferta inmobiliaria en la región i , lo que corresponde a la razón entre permisos de edificación aprobados y el *stock* de viviendas en t , aplicando un ajuste que considera viviendas demolidas y permisos no ejecutados. La decisión de inversión que enfrenta la empresa se puede expresar, por tanto, en forma logarítmica de la siguiente manera:

$$\Delta \ln H_{i,t+1} = \frac{HC_{i,t}}{H_{i,t-1}} - \gamma_{0i} = \gamma_{1i} \ln \left(\frac{PH_{i,t+1}^e}{TC_{i,t}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

En la ecuación (1) el término más a la izquierda corresponde a la tasa de inversión residencial, la que se iguala a la razón entre permisos (HC) y *stock* de viviendas (H). El parámetro de ajuste para descontar viviendas demolidas y permisos no ejecutados es γ_0 . En el lado derecho de la ecuación aparece la razón entre la expectativa del precio (PH^e) y el costo total (TC). Los subíndices i y t hacen referencia a regiones y periodos, respectivamente.

¹ El supuesto de que las empresas operan con rendimiento constantes a escala es netamente teórico y debería ser investigado con más detalle en trabajos futuros para contrastar su veracidad a nivel sectorial.

La expectativa de las empresas acerca del precio de las viviendas (PH^e) se calcula a partir del precio actual más dos factores de crecimiento adicionales, uno propio de cada región y otro propio de cada periodo. De esta manera, la expectativa del precio viene dada por:

$$\ln(PH_{i,t+1}^e) = \ln(PH_{i,t}) + \lambda_i FE_i + \lambda_t FE_t \quad (2)$$

En la ecuación (2) los factores de crecimiento propios de cada región (FE_i) y de cada periodo (FE_t) se aproximan mediante el empleo de vectores de efectos fijos en el corte transversal y en la serie de tiempo, respectivamente.

Los costos totales (TC) dependen del valor del suelo donde se ubican las viviendas y del costo de edificación. Se asume que existe cierto grado de sustitución entre estos dos factores, pero ambos son necesarios para desarrollar un proyecto inmobiliario. De esta manera, se emplea un índice Divisia para los costos totales, que son función de los costos derivados del suelo y la edificación. Adicionalmente, se incorpora el costo de financiamiento que enfrenta la empresa.

$$TC_{i,t} = \left[e^{\alpha_i} PL_{i,t}^{\beta_i} PB_{i,t}^{1-\beta_i} \right] (1 + r_t) \quad (3)$$

En la ecuación (3) los costos de suelo y edificación están representados por PL y PB , respectivamente. La tasa de interés a la que se financia la empresa es r .

Combinando las tres ecuaciones anteriores se obtiene la ecuación que representa la decisión de invertir en nuevas viviendas:

$$\Delta \ln H_{i,t+1} = \lambda'_0 + \gamma_{1i} \ln \left(\frac{PH_{i,t}}{PB_{i,t}} \right) + \gamma_{1i} \beta_i \ln \left(\frac{PB_{i,t}}{PL_{i,t}} \right) + \lambda'_i FE_i + \lambda'_t FE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

En la ecuación (4) el parámetro que acompaña a los efectos fijos de cada periodo (FE_t) incorpora el efecto de la tasa de interés (r_t), el parámetro de los efectos fijos de cada región (FE_i) incluye las características propias de cada región presentes en las ecuaciones anteriores, y el parámetro λ_0 es una constante que excluye efectos fijos.

Como se mencionó anteriormente, el precio es la variable que “salta” para ajustar demanda y oferta en el corto plazo. Es por ello que puede ser modelada a través de una función inversa de demanda, asumiendo que la oferta es fija en el corto plazo. Si los consumidores tienen funciones de utilidad con aversión al riesgo constante y estas funciones se pueden dividir entre servicios de vivienda y consumos diferentes a vivienda en cada periodo de tiempo, entonces la función inversa de demanda agregada viene dada por:

$$\ln \left(\frac{PH_{i,t}}{PC_t} \right)^* = (1 - \delta) \ln \theta - \delta \ln \left(\frac{H_{i,t}}{N_{i,t}} \right) + \delta \ln CX_{i,t} - \ln UC_{i,t} \quad (5)$$

En la ecuación (5) el asterisco indica un valor de equilibrio de largo plazo, PH es el precio de la vivienda, PC es el precio del consumo diferente a vivienda, H es el *stock* de vivienda, N es la población, CX es el consumo per cápita de bienes y servicios diferentes a vivienda, UC es el costo de uso del capital, δ es el coeficiente de aversión al riesgo y θ es la razón entre servicios de vivienda y *stock* de vivienda.

Para analizar el ajuste del precio de vivienda, partiendo del equilibrio de largo plazo expresado en la ecuación (5), se emplea un modelo de corrección del error similar al propuesto por Engel y Granger (1987):

$$\Delta \ln \left(\frac{PH_{i,t}}{PC_t} \right) = \eta_0 + \eta_{1i} \left[\ln \left(\frac{PH_{i,t-1}}{PC_{t-1}} \right)^* - \ln \left(\frac{PH_{i,t-1}}{PC_{t-1}} \right) \right] + \xi_{i,t} \quad (6)$$

En la ecuación (6) el precio de equilibrio (marcado con *) se define tal como en la ecuación (5) y ξ_{it} es un término de error que será estacionario si la función inversa de demanda representa un vector de cointegración, es decir, si las variables que la componen mantienen una relación estable en el largo plazo. El parámetro η_{1i} mide la respuesta del precio en el corto plazo frente a un *shock* de demanda.

En lo que sigue de este apartado se detallan las variables utilizadas para realizar la estimación de las ecuaciones propuestas. Este estudio utiliza estadísticas trimestrales para el periodo 1994 a 2013 y para las siete zonas en que se divide el Gran Santiago de acuerdo al Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV) (Idrovo y Lennon, 2011).

Permisos de edificación

Los permisos de edificación aparecen en la ecuación (1) como *HC*. Se obtuvieron de las estadísticas mensuales del Instituto Nacional de Estadística y representan el número de unidades autorizadas. Se desagregan según tipo de vivienda (casa y departamento) y de acuerdo a la zona en donde se ubican (Santiago Centro, Nor-Poniente, Nor-Oriente y Sur). Dado que según la Ordenanza General de Urbanismo y Construcción (OGUC) los permisos tienen una vigencia de tres años antes de iniciar obras, es posible que una parte de los permisos aprobados en el periodo t no se convierta en oferta inmobiliaria en $t+1$. Para solventar este problema, se utiliza el promedio móvil de doce meses, ya que se estima que existe una relación significativa entre permisos y proyectos en obra hasta trece meses después de aprobado el permiso (Lozano, 2013).

Oferta de viviendas

La oferta de viviendas aparece en la ecuación (1) como *H*. En la literatura sobre oferta inmobiliaria parece no haber consenso sobre qué variable mide mejor la oferta. En algunos casos se utiliza el *stock* total de viviendas (Grimes y Aitken, 2010), aunque se entiende que no es un buen indicador de oferta ya que no todas las viviendas están efectivamente disponibles para comprar (Swank *et al.*, 2012). También podría utilizarse como indicador de oferta el total de viviendas (nuevas y usadas) disponibles en el mercado; el problema con esta alternativa es doble: no existen buenas estadísticas sobre el mercado de vivienda usada y es una variable muy dependiente de la voluntad del propietario de poner en venta su vivienda (Augustyniak, Laszek, Olszewski y Waszczuk, 2014).

Dados estos antecedentes y considerando que el interés de este estudio se centra en la respuesta de las empresas inmobiliarias frente a cambios en el mercado de viviendas, parece lógico utilizar como medida de oferta la cantidad de viviendas nuevas

disponibles en cada trimestre. Tal como señalan Conefrey y Whelan (2012), la oferta de viviendas nuevas tiene mayor efecto sobre los precios de la vivienda, en comparación con la vivienda usada, ya que la empresa inmobiliaria que cuenta con viviendas vacías tiene mayor flexibilidad para ajustar el precio de venta; en cambio, una persona que pretende vender la vivienda en la que reside puede no ser tan flexible y esperar más tiempo para vender su propiedad.

Por estas razones se emplean las estadísticas mensuales de la Cámara Chilena de la Construcción sobre oferta inmobiliaria en el Gran Santiago. Estas estadísticas se elaboran en base a una encuesta en la que participan las empresas socias del gremio y se estima que la muestra representa aproximadamente el 50% del mercado inmobiliario del Gran Santiago. Se cuenta con información completa de las unidades disponibles en cada mes, para el periodo de estudio y las siete zonas consideradas. Cabe mencionar que la oferta considerada incluye tanto unidades terminadas, como en estado obra y sin ejecución.

Precio de viviendas

El precio de las viviendas aparece en la ecuación (4) como *PH*. Se utiliza como indicador el Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV) que elabora mensualmente la Cámara Chilena de la Construcción, en base a las promesas de compraventa informadas por las empresas socias. Se trata de un índice de precios hedónicos que ajusta el precio de venta a las características de cada inmueble y a su ubicación en la ciudad. Se cuenta con información para el periodo de estudio y las cuatro zonas en que se divide el Gran Santiago, con las siguientes excepciones: departamentos de la zona Nor-Poniente poseen información a partir de 2003 y departamentos de la zona Sur desde 1995.

Costo de edificación

El costo de edificación aparece en la ecuación (4) como *PB*. Se emplea como indicador de costos el Índice de Costos de Edificación, elaborado mensualmente por la Cámara Chilena de la Construcción, en base a la información reportada por las empresas socias. Este índice contempla el costo de los materiales, sueldos y salarios y otros gastos para edificar un inmueble estándar.

Este índice presenta una limitación: no tiene desagregación según tipo de vivienda ni según ubicación del inmueble. Para solventar esta limitación y disponer de índices de costos que distingan, por lo menos, la ubicación del inmueble se realizó un ajuste a la serie original. Este ajuste consiste en modificar el componente de sueldos y salarios para que sea variable según la zona en que se ubica el proyecto inmobiliario. Para realizar este ajuste se obtuvo información de la Superintendencia de Pensiones sobre el ingreso imponible en el sector construcción en las cuatro zonas en que se divide el Gran Santiago². A partir de estas series se aplicó un coeficiente de ajuste (razón entre el ingreso imponible de cada zona y el costo en sueldos y salarios de la serie original del

² El ingreso imponible de cada zona se obtuvo considerando la comuna en la que se ubica la empresa para la que trabaja cada afiliado al Seguro de Cesantía.

ICE) al componente de sueldos y salarios del ICE, de manera que se obtuvieron cuatro series diferentes de los costos de edificación, una para cada zona.

La información proporcionada por la Superintendencia de Pensiones acerca del ingreso imponible de los trabajadores afiliados al seguro de cesantía solo está disponible entre los años 2003 y 2011. Para completar la serie se emplearon modelos autorregresivos y con variables explicativas (PIB y desempleo del sector construcción) con los que se obtuvo estimaciones para el ingreso imponible en los periodos 1994-2002 y 2012-2013.

Precio del suelo

El precio del suelo aparece en la ecuación (4) como *PL*. Para obtener este indicador se recurrió a dos fuentes: el *Informe Trimestral Precios de Oferta de Sitios* publicado por ACOP y el *Boletín de Mercados de Suelo del Gran Santiago* de Pablo Trivelli. En el primer caso, se cuenta con información (precio ofertado y superficie del terreno) de los sitios ofrecidos por los socios de la Cámara Nacional de Servicios Inmobiliarios, desde 1992 para todas las comunas del Gran Santiago. En el segundo caso, la información sobre terrenos en venta se obtiene de los avisos publicados en el diario *El Mercurio*, desde 1994 para todas las comunas del Gran Santiago. En ambos casos se trata de información trimestral.

Se encontraron dos limitaciones en ambas fuentes. La primera tiene que ver con el hecho de que estas estadísticas recogen los terrenos que están a la venta y no los efectivamente comprados por empresas inmobiliarias. De esta manera, lo que se está usando es el precio al que se ofrece el terreno y no el precio que finalmente pagó la empresa por este. Si bien el precio de venta puede ser significativamente distinto al de oferta en casos puntuales, dependiendo del poder de negociación de oferentes y demandantes, se entiende que las tendencias en ambos casos deberían reflejar una evolución similar. La segunda limitación de las estadísticas sobre precio del suelo radica en el hecho de que no se conoce el destino del terreno (residencial, industrial, etc.), por tanto se está utilizando información sobre cualquier tipo de terreno ofertado en el Gran Santiago, siendo que una parte de estos terrenos puede no tener uso residencial de acuerdo a la normativa vigente. No obstante lo anterior, tal como evidencian Albouy y Ehrlich (2012), no existe diferencia significativa en los resultados al utilizar cualquier tipo de suelo en vez de únicamente suelo con uso residencial.

Un último detalle acerca de los precios de suelo obtenidos de estas dos fuentes es que tampoco se puede conocer el tipo de vivienda que se construirá en cada terreno. Es por ello que solo se cuenta con información para las cuatro zonas del Gran Santiago, siendo los índices de precios iguales para casas y departamentos.

Precio de consumo diferente a vivienda

El precio de consumo diferente a vivienda aparece en la ecuación (5) como *PC*. Se emplearon dos estadísticas para capturar este indicador: el Índice de Precios al Consumo general y el Índice de Precios al Consumo de Transables. En ambos casos fue

necesario empalmar las series antes de 2009 para contar con información desde 1994. Las estadísticas sobre precios se obtuvieron de la base de datos estadísticos del Banco Central. Los resultados no varían significativamente al emplear cada una de las series, por lo que se decidió hacer uso del IPC general, que incluye más divisiones y productos que el índice de transables.

Stock de viviendas y población

En la ecuación (5) aparece el cociente entre *stock* de viviendas (H) y población (N). No se dispone de estadísticas fiables y continuas en el tiempo sobre la cantidad de viviendas en cada comuna del Gran Santiago. La única fuente de la que se podría extraer este tipo de información es el Censo, pero su periodicidad de diez años resulta incompatible con la dinámica del sector inmobiliario en el corto y mediano plazo. Por esta razón, y asumiendo que, en el largo plazo, al interior de la ciudad el *stock* de viviendas aumenta al mismo ritmo que la población, se empleó únicamente la variable población como factor demográfico que determina el precio de la vivienda. Son varios los estudios que emplean la población como factor explicativo de la demanda por vivienda; entre estos destacan Capozza, Hendershott y Mack (2004), Green, Malpezzi y Mayo (2005) y Wang, Chan y Xu (2012).

Las cifras comunales de población se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística. Se trata de una estimación anual del número de habitantes en cada comuna, en base a la información recogida en cada Censo. También incluye proyecciones de población a 2020. Para obtener cifras trimestrales de población se hizo interpolación lineal de los datos anuales. De esta manera se cuenta con estimaciones de la población residente en cada una de las cuatro zonas del Gran Santiago para el periodo de análisis.

Ahora bien, para contar también con cifras desagregadas según el tipo de vivienda (casa o departamento) en que reside la población, se obtuvieron datos de la encuesta Casen para determinar el porcentaje de población que declara vivir en cada tipología de vivienda. A partir de las cifras extraídas de la encuesta Casen, y tras interpolar linealmente para obtener cifras trimestrales, se aplicaron estos porcentajes a las estimaciones de población entregadas por el INE. El resultado es una serie de población residente en cada zona del Gran Santiago y según el tipo de vivienda.

Consumo per cápita diferente a vivienda

El consumo per cápita diferente a vivienda aparece en la ecuación (5) como CX . Esta es una variable que no se encuentra en ninguna estadística oficial, por tanto, siguiendo a Grimes y Aitken (2010) se decidió utilizar como variables *proxy* dos medidas de la actividad económica de cada región: ingreso per cápita (INC) y tasa de actividad (ACT). En el primer caso, Grimes y Aitken (2010) utilizan datos de producción industrial de cada región como medida de la actividad económica; al no contar con este tipo de estadísticas a nivel de comuna se decidió hacer uso del ingreso per cápita. En el segundo caso, la tasa de actividad se define como la razón entre personas empleadas y personas en edad de trabajar.

El ingreso per cápita se obtuvo de la información que entrega la Superintendencia de Pensiones sobre ingreso imponible de los trabajadores afiliados al seguro de cesantía. Como se comentó anteriormente, esta información solo está disponible para los años 2003 a 2011, de manera que el resto de años se estimó a partir de modelos autorregresivos incluyendo como variables explicativas el PIB y el desempleo en la Región Metropolitana. De esta manera, se obtuvo una serie de ingreso promedio en cada una de las cuatro zonas del Gran Santiago. Para tener cifras de ingreso según tipo de vivienda, se realizó un ajuste a las series obtenidas de la Superintendencia de Pensiones. Este ajuste consiste en calcular la razón entre el ingreso autónomo del hogar (obtenido de la encuesta Casen) para cada tipo de vivienda y el ingreso promedio en la zona donde se ubica el hogar; esta razón se aplica a la serie de cada zona, obteniendo como resultado estadísticas de ingreso para las cuatro zonas del Gran Santiago y para los dos tipos de vivienda.

La tasa de actividad se calculó a partir de los resultados de la encuesta Casen, desagregando según comuna de residencia y tipo de vivienda. Los datos bianuales o trianuales se convirtieron a frecuencia trimestral mediante interpolación lineal. Con esto se cuenta con series completas para las cuatro zonas del Gran Santiago y para las dos tipologías de vivienda.

Costo de uso del capital

El costo de uso del capital aparece en la ecuación (5) como UC y representa el costo de oportunidad de invertir en vivienda. Siguiendo a Grimes y Aitken (2010), se define como la diferencia entre la tasa de interés real (tasa de interés nominal menos tasa de inflación) y la ganancia de capital derivada de la vivienda.

Como tasa de interés representativa se escogieron las tasas de captación de 90 días a un año y de uno a tres años. Los resultados obtenidos no difieren significativamente entre ambas alternativas, por lo que se decidió utilizar la primera de ellas. Tanto las tasas de captación como la tasa de inflación se obtuvieron de la base de datos estadísticos del Banco Central de Chile.

Para estimar la ganancia de capital derivada de la vivienda no se pudo hacer uso de los índices de precios hedónicos para vivienda, ya que esto generaría un problema de colinealidad en la función inversa de demanda. Tampoco se cuentan con estadísticas acerca del valor de las viviendas según el Catastro. Es por ello que se empleó el ingreso por alquiler imputado declarado por los hogares encuestados en la encuesta Casen. Esta decisión se justifica porque, en el largo plazo, existe un equilibrio entre precios de vivienda y arriendos, con lo cual ambos responden a dinámicas similares. Dado esto, el ingreso por alquiler imputado debería ser una buena variable *proxy* de la apreciación del valor de los inmuebles. La información extraída de la encuesta Casen está desagregada según zona en la que se ubica el inmueble y según tipo de vivienda. Los datos bianuales y trianuales se convirtieron a frecuencia trimestral mediante interpolación lineal. Esto permite contar con series completas para las cuatro zonas del Gran Santiago y para las dos tipologías de vivienda.

7. Hipótesis y resultados

El principal objetivo de este estudio es responder a la pregunta de si la oferta de viviendas en el Gran Santiago es elástica. Para llevar a cabo este trabajo se estimó un modelo de inversión residencial según el cual las empresas inmobiliarias deciden añadir nueva oferta de viviendas cuando el valor de mercado de estas compensa el costo de producirlas. A partir de la estimación de este modelo se extraen valores puntuales para la elasticidad precio de la oferta en las cuatro zonas en que se divide el Gran Santiago y según el tipo de vivienda.

Una vez calculadas estas elasticidades surgen dos hipótesis de trabajo. La primera de ellas tiene que ver con las características locales del mercado inmobiliario destacadas por Stover (1986) y Lerbs (2012), para quienes cualquier estudio sobre el sector inmobiliario debe hacerse a partir de información lo más desagregada posible. En este caso, la hipótesis que se busca confirmar es que, al interior de la ciudad, existe una significativa variabilidad en la elasticidad de la oferta. Estas diferencias en la elasticidad, de acuerdo a diferentes autores (Gyourko y Molloy, 2014; Ball, Meen y Nygaard, 2010) tendrían su origen en las restricciones que la regulación urbanística impone sobre los usos del suelo y sobre los tipos y tamaños de la edificación, siendo menos relevantes factores como las barreras de entrada al sector y los costos de mano de obra y materiales.

La segunda hipótesis que se desea contrastar es que las zonas con oferta más inelástica tienen ajustes de precio más severos; es decir, ante un *shock* de demanda que genera alzas en el precio de las viviendas, la oferta inelástica no es capaz de responder a los incentivos que representa este aumento de precios. Siguiendo a Grimes y Aitken (2010) se intuye que la inelasticidad de la oferta está directamente relacionada con una normativa urbanística más restrictiva. Por tanto, se desea contrastar en este punto que existe una relación negativa entre el coeficiente de elasticidad precio de la oferta y el parámetro de ajuste del precio ante un *shock* de demanda.

Una primera inspección de las variables del modelo ofrece resultados interesantes. De acuerdo a las estadísticas resumidas en la Tabla 1, el precio de las viviendas registró alzas generalizadas en todas las zonas de la ciudad y según tipo de vivienda; no obstante, existe una significativa dispersión en el encarecimiento de los inmuebles en los últimos veinte años. Los costos de edificación registraron un incremento inferior al del precio final de las viviendas, mientras que, por el contrario, el precio del suelo aumentó en promedio mucho más que el precio de las viviendas. Estos resultados son similares a los registrados por Grimes y Aitken (2010) para Nueva Zelanda y sirven para resaltar la importancia del mercado de suelo en la determinación del valor de los inmuebles.

Los principales determinantes de la demanda por vivienda muestran resultados dispares. Por un lado, el ingreso disponible de los hogares exhibe importantes alzas en todas las zonas del Gran Santiago en los últimos veinte años. Por otro, la tasa de actividad y la población muestran mayor variabilidad en su evolución, destacando zonas que perdieron población y redujeron su tasa de actividad. Del mismo modo, el costo de uso del capital exhibe una significativa dispersión en sus estadísticas, lo cual se debe a diferentes dinámicas de revalorización de los inmuebles en cada zona.

Tabla 1. Estadísticas resumen

Variable	Mínimo	Promedio	Máximo
$\text{Ln}(PH_{i,t})$	20,35	42,14	78,82
$\text{Ln}(PB_{i,t})$	14,64	29,76	36,88
$\text{Ln}(PL_{i,t})$ [ACOP]	-12,64	99,15	197,32
$\text{Ln}(PL_{i,t})$ [Trivelli]	7,07	104,65	171,87
$\text{Ln}(PH_{i,t}/PB_{i,t})$	-12,40	12,12	43,83
$\text{Ln}(PB_{i,t}/PL_{i,t})$ [ACOP]	-111,83	-21,08	93,36
$\text{Ln}(PB_{i,t}/PL_{i,t})$ [Trivelli]	-62,65	-26,62	44,98
$\text{Ln}(INC_{i,t})$	31,26	70,95	107,57
$\text{Ln}(ACT_{i,t})$	-0,72	2,88	9,42
$\text{Ln}(N_{i,t})$	-42,12	45,89	107,02
$UC_{i,t}$	2,20	9,34	14,76
$HC_{i,t}/H_{i,t-1}$	0,06	0,16	0,26

Notas:

1. Definición de variables: PH = IRPV (Índice Real de Precios de Vivienda); PB = ICE (Índice de Costo de Edificación); PL = precio del suelo (ACOP y Trivelli); INC = mediana del ingreso imponible; ACT = tasa de ocupación; N = población; UC = costo de uso del capital; HC = permisos de edificación (viviendas nuevas autorizadas); H = oferta de viviendas nuevas.

2. Las cifras que se muestran en la tabla corresponden a la tasa de variación promedio entre 1994 y 2013 para las variables sin transformar (sin logaritmo), excepto para las variables UC y HC/H cuyas cifras corresponden al promedio del valor absoluto en el período bajo análisis.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2. Contrastes de raíz unitaria (variables en niveles)

Variable	Con constante				Con tendencia				
	LLC	IPS	ADF	PP	LLC	B	IPS	ADF	PP
$\text{Ln}(PH_{i,t})$	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999	1,000	0,958	0,995
$\text{Ln}(PB_{i,t})$	1,000	1,000	1,000	1,000	0,316	1,000	0,996	0,944	1,000
$\text{Ln}(PL_{i,t})$ [ACOP]	0,038	0,030	0,069	0,053	0,956	0,629	0,098	0,253	0,227
$\text{Ln}(PL_{i,t})$ [Trivelli]	0,000	0,001	0,001	0,028	0,117	0,946	0,001	0,003	0,841
$\text{Ln}(PH_{i,t}/PB_{i,t})$	0,229	0,117	0,168	0,410	0,725	0,118	0,431	0,632	0,937
$\text{Ln}(PB_{i,t}/PL_{i,t})$ [ACOP]	0,320	0,146	0,069	0,039	0,598	0,909	0,010	0,026	0,306
$\text{Ln}(PB_{i,t}/PL_{i,t})$ [Trivelli]	0,030	0,023	0,002	0,132	0,244	0,999	0,123	0,071	0,961
$\text{Ln}(INC_{i,t})$	0,064	0,343	0,073	1,000	0,000	0,011	0,000	0,000	0,021
$\text{Ln}(ACT_{i,t})$	0,010	0,003	0,014	0,436	0,952	0,552	0,354	0,407	0,967
$\text{Ln}(N_{i,t})$	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,029	0,000	0,001	0,117
$UC_{i,t}$	0,251	0,001	0,002	0,125	0,000	0,004	0,000	0,000	0,538
$HC_{i,t}/H_{i,t-1}$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\zeta_{i,t}$ [ACOP]	0,0563	0,0786	0,0834	0,0747	0,0319	0,3712	0,0012	0,0016	0,6459
$\zeta_{i,t}$ [Trivelli]	0,0139	0,0222	0,0422	0,0812	0,031	0,0968	0,0081	0,0132	0,4536
$\varepsilon_{i,t}$ PLS Restr. [ACOP]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ PLS Unrestr. [ACOP]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ IV Restr. [ACOP]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ IV Unrestr. [ACOP]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ PLS Restr. [Trivelli]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ PLS Unrestr. [Trivelli]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ IV Restr. [Trivelli]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\varepsilon_{i,t}$ IV Unrestr. [Trivelli]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Notas:

1. Las cifras que se muestran en la tabla corresponden a los p-valores para el estadístico bajo la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria en la variable considerada.

2. Los contrastes de raíz unitaria empleados son los siguientes: LLC = Levin, Lin y Chu (2002); IPS = Im, Pesaran y Shin (2003); ADF = Dickey y Fuller (1979); PP = Philips y Perron (1988); B = Breitung (2000). Los contrastes LLC y B asumen que existe una raíz unitaria común a todos los individuos que forman el corte transversal, mientras que IPS, ADF y PP asumen que la raíz unitaria es propia de cada individuo. Adicionalmente, los contrastes ADF y PP se basan en la combinación de los p-valores individuales según la propuesta de Fisher (1932).

Fuente: Elaboración propia.

Antes de estimar las ecuaciones propuestas, se realiza un análisis de las propiedades de las series temporales, en concreto de la estacionariedad de estas. De acuerdo con los resultados de la Tabla 2, los contrastes realizados permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en la variable HC/H , que es claramente estacionaria. Variables como PH , PB y PH/PB no son estacionarias de acuerdo con todos los contrastes realizados. El resto de variable exhibe resultados ambiguos, rechazando o aceptado la existencia de una raíz unitaria según si se incluye o no tendencia. Estas últimas serán consideradas como no estacionarias en el análisis.

Entre las variables consideradas como no estacionarias según los contrastes de raíz unitaria, de acuerdo con los resultados de la Tabla 3 se asume que son integradas de orden uno, ya que al tomar primeras diferencias se puede rechazar la existencia de raíz unitaria.

Tabla 3. Contrastes de raíz unitaria (variables en primera diferencia)

Variable	Con constante				Con tendencia				
	LLC	IPS	ADF	PP	LLC	B	IPS	ADF	PP
$\text{Ln}(PH_{i,t})$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(PB_{i,t})$	1,000	0,111	0,332	0,000	1,000	0,001	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(PL_{i,t})$ [ACOP]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,139	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(PL_{i,t})$ [Trivelli]	0,034	0,000	0,000	0,000	0,432	0,000	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(PH_{i,t}/PB_{i,t})$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,004	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(PB_{i,t}/PL_{i,t})$ [ACOP]	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,275	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(PB_{i,t}/PL_{i,t})$ [Trivelli]	0,090	0,000	0,000	0,000	0,694	0,000	0,000	0,000	0,000
$\text{Ln}(INC_{i,t})$	0,728	0,008	0,024	0,000	0,999	0,216	0,572	0,632	0,000
$\text{Ln}(ACT_{i,t})$	0,000	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000	0,000	0,000	0,132
$\text{Ln}(N_{i,t})$	0,528	0,001	0,001	0,000	0,986	0,186	0,095	0,043	0,006
$UC_{i,t}$	0,045	0,000	0,000	0,001	0,303	0,000	0,000	0,000	0,108
$HC_{i,t}/H_{i,t-1}$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Notas:

1. Las cifras que se muestran en la tabla corresponden a los p-valores para el estadístico bajo la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria en la variable considerada.

2. Los contrastes de raíz unitaria empleados son los siguientes: LLC = Levin, Lin y Chu (2002); IPS = Im, Pesaran y Shin (2003); ADF = Dickey y Fuller (1979); PP = Philips y Perron (1988); B = Breitung (2000). Los contrastes LLC y B asumen que existe una raíz unitaria común a todos los individuos que forman el corte transversal, mientras que IPS, ADF y PP asumen que la raíz unitaria es propia de cada individuo. Adicionalmente, los contrastes ADF y PP se basan en la combinación de los p-valores individuales según la propuesta de Fisher (1932).

Fuente: Elaboración propia.

Antes de presentar los resultados de estimar las ecuaciones propuestas, se debe tener en cuenta que el orden de integración detectado en las variables puede tener efectos sobre los resultados obtenidos. Tal como evidencian Mayer y Somerville (1996b y 2000b) la variable dependiente (tasa de inversión) es estacionaria, pero las independientes no lo son. Es por ello que estos autores sugieren regresar la tasa de inversión o los inicios de obra sobre cambios en los precios; en este caso, todas las variables en la ecuación de oferta serían estacionarias y no habría problemas de regresión espuria. Sin embargo, la ecuación (4) de oferta basada en la q de Tobin podría ser válida tal como se planteó en el caso de que las variables independientes formen una combinación lineal estacionaria. Por tanto, para aceptar la validez de la ecuación (4) con variables en niveles se estima una ecuación entre las dos variables independientes (PH/PB y PB/PL) y se contrasta si el residuo de esta estimación contiene una raíz unitaria.

La ecuación que se estima tiene la siguiente forma:

$$\ln\left(\frac{PH_{i,t}}{PB_{i,t}}\right) = \beta' - \beta \ln\left(\frac{PB_{i,t}}{PL_{i,t}}\right) + \zeta_{i,t} \quad (7)$$

Los resultados de los contrastes de raíz unitaria sobre el residuo de la ecuación (7) se encuentran en la Tabla 2. En casi todos ellos se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria con nivel de confianza 10%. Únicamente los test de Breitung y Philips-Perron en la especificación con tendencia no permiten rechazar la no estacionariedad de los residuos. Dados estos resultados, se acepta que la combinación lineal entre las variables explicativas de la ecuación (4) es estacionaria, con lo cual la ecuación de oferta basada en la q de Tobin podría estimarse en niveles.

En total se estiman tres ecuaciones: la ecuación de oferta (4), la función inversa de demanda para obtener precios de equilibrio (5) y la ecuación de ajuste del precio (6). De la primera de estas ecuaciones se obtienen valores puntuales para la elasticidad precio de la oferta (γ_1) en cada una de las zonas del Gran Santiago, mientras que de la tercera ecuación se obtiene el parámetro de ajuste de los precios (η_1) en cada zona. Se plantea la hipótesis de que entre estos dos parámetros existe una correlación negativa, es decir, zonas con menor elasticidad presentan un ajuste de precios más fuerte.

La estimación de la ecuación (4) se realiza mediante variables instrumentales por dos razones. En primer lugar, pueden existir errores en la medición de alguna de las variables incluidas en la ecuación. En segundo lugar, se conjetura que la oferta inmobiliaria se determina de manera endógena con los precios de la vivienda y los costos de edificación. Es por ello que se requieren instrumentos para las variables independientes. Siguiendo a Grimes y Aitken (2010), se emplean las variables explicativas de la función inversa de demanda (rezagadas un periodo) como instrumentos para las variables de precio y costos en la ecuación (4). En concreto se utiliza como instrumentos el ingreso per cápita, la tasa de actividad, la población, el costo de uso del capital y una tendencia común a todas las zonas. También se estima la ecuación (4) utilizando mínimos cuadrados, a modo de comparar los resultados.

En las Tablas 4 y 5 se muestran los resultados obtenidos de estimar la ecuación (4). La Tabla 4 corresponde a la estimación usando como fuente para el precio del suelo el informe de ACOP, mientras que la Tabla 5 corresponde a la estimación en la que el precio del suelo se obtiene del boletín de Trivelli. En primer lugar aparece la estimación por mínimos cuadrados, luego la estimación por variables instrumentales. En ambos casos se reportan los resultados de modelos restringidos (parámetros idénticos entre zonas) y no restringidos (cada zona tiene un parámetro propio). Se muestran los valores obtenidos para los parámetros γ_1 y μ_1 , junto con el valor de β que se obtiene de dividir los dos anteriores.

De acuerdo a los resultados obtenidos, la oferta inmobiliaria del Gran Santiago es inelástica. Empleando ACOP como fuente para el precio del suelo se encuentra una elasticidad precio de la oferta de 0,00557, es decir, ante un incremento de 1% en el precio

de la vivienda (relativo a los costos) la oferta aumentaría 0,557%. En el caso de usar Trivelli como fuente para el precio del suelo la oferta es aún más inelástica, con un coeficiente de elasticidad de 0,00453. Los resultados no varían significativamente al restringir los parámetros a ser iguales en todas las zonas. En ambos casos, los coeficientes γ_1 son significativamente distintos a cero.

El otro parámetro de interés en la ecuación (4) es β , que mide la importancia del suelo en los costos totales. Según el modelo que usa ACOP como fuente para el precio del suelo, este componente representa en promedio 46,5% del costo total de un proyecto, mientras que al usar Trivelli como fuente se obtiene un peso de 52,3%. En ambos casos los coeficientes μ_1 son estadísticamente significativos, lo que implica que omitir el valor del suelo en una ecuación de oferta inmobiliaria como la propuesta puede generar sesgo en las estimaciones. En los modelos restringidos el peso del suelo en los costos totales es algo menor, en torno a 39% en ambos casos. Estos resultados son similares a los entregados por otros estudios; por ejemplo, Albouy y Ehrlich (2012) estiman el peso relativo del suelo entre 11% y 48% según la zona; Davis y Heathcote (2007) obtienen un promedio de 46%; Davis y Palumbo (2008) lo calculan en 51%; Bourassa, Hoesli, Scognamiglio y Zhang (2011) encuentran un promedio de 53,1%; y Grimes y Aitken (2010) de 27,1%.

Tabla 4. Elasticidad-precio de la oferta inmobiliaria (ACOP)

	PLS		IV	
	Restricted	Unrestricted	Restricted	Unrestricted
γ_{ii}	0,00299 (0,00104) [0,004]	0,0055 [0,172]	0,00508 (0,00129) [0,000]	0,00557 [0,018]
$\mu_{ii} (= \gamma_{ii} \beta_i)$	0,00133 (0,00030) [0,000]	0,00227 [0,000]	0,00200 (0,00036) [0,000]	0,00259 [0,000]
β_i	0,445	0,413	0,394	0,465
Adj. R ²	0,264	0,339	0,253	0,297
S. E.	0,00133	0,00126	0,00134	0,00130

Notas:

1. Los parámetros estimados corresponden a los de la Ecuación 4. PLS corresponde a la estimación por mínimos cuadrados. IV es la estimación mediante variables instrumentales. Restricted hace referencia a la restricción de que cada individuo de la muestra comparte el mismo parámetro, mientras que Unrestricted permite que cada individuo tenga un parámetro propio para cada variable en la ecuación.
2. Se emplearon los siguientes instrumentos para la estimación de los modelos IV: INC (ingreso), ACT (tasa de actividad), N (población) y UC (costo de uso del capital). La ecuación también incluye constante y tendencia.
3. Se incluyen en la tabla el error estándar de cada parámetro (entre paréntesis) y el p-valor asociado al contraste de significatividad (entre corchetes).
4. En el caso de las ecuaciones Unrestricted no se muestran los parámetros de cada zona sino el promedio de estos (7 en total). En estos casos no se muestra el error estándar y el p-valor corresponde al contraste de significatividad conjunta (Wald) de los siete parámetros.
5. Adj. R² es el coeficiente R² ajustado. S.E. es el error estándar de la ecuación.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5. Elasticidad-precio de la oferta inmobiliaria (Trivelli)

	PLS		IV	
	Restricted	Unrestricted	Restricted	Unrestricted
γ_{ii}	0,00334 (0,00103) [0,001]	0,00322 [0,048]	0,00448 (0,00122) [0,000]	0,00453 [0,004]
$\mu_{ii} (= \gamma_{ii} \beta_i)$	0,00145 (0,00028) [0,000]	0,00166 [0,000]	0,00175 (0,00032) [0,000]	0,00237 [0,000]
β_i	0,434	0,515	0,391	0,523
Adj. R ²	0,275	0,407	0,273	0,385
S. E.	0,00132	0,00120	0,00133	0,00122

Notas:

1. Los parámetros estimados corresponden a los de la Ecuación 4. PLS corresponde a la estimación por mínimos cuadrados. IV es la estimación mediante variables instrumentales. Restricted hace referencia a la restricción de que cada individuo de la muestra comparte el mismo parámetro, mientras que Unrestricted permite que cada individuo tenga un parámetro propio para cada variable en la ecuación.
2. Se emplearon los siguientes instrumentos para la estimación de los modelos IV: INC (ingreso), ACT (tasa de actividad), N (población) y UC (costo de uso del capital). La ecuación también incluye constante y tendencia.
3. Se incluyen en la tabla el error estándar de cada parámetro (entre paréntesis) y el p-valor asociado al contraste de significatividad (entre corchetes).
4. En el caso de las ecuaciones Unrestricted no se muestran los parámetros de cada zona sino el promedio de estos (7 en total). En estos casos no se muestra el error estándar y el p-valor corresponde al contraste de significatividad conjunta (Wald) de los siete parámetros.
5. Adj. R² es el coeficiente R² ajustado. S.E. es el error estándar de la ecuación.

Fuente: Elaboración propia.

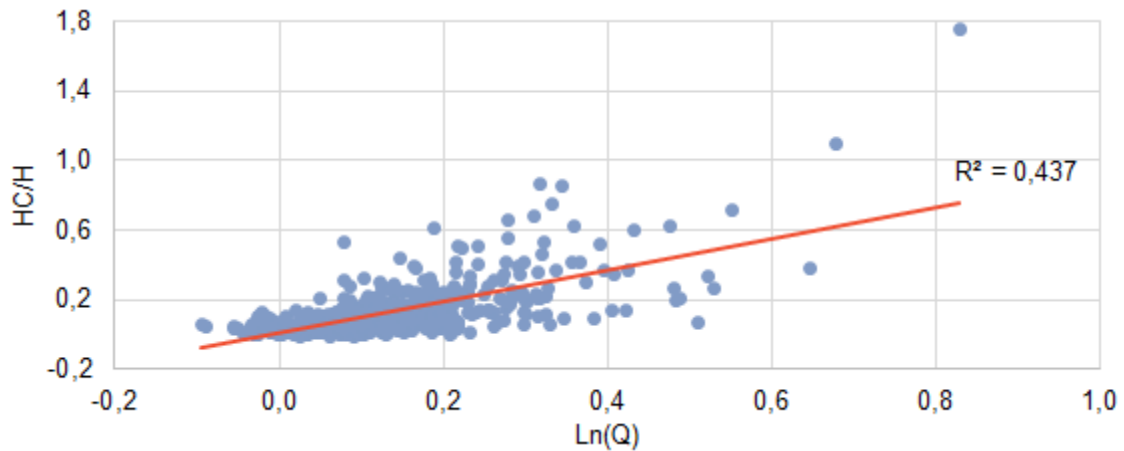
De acuerdo a los resultados expuestos en la Tabla 2, el residuo (ε) de estimar la ecuación (4) es claramente estacionario en las distintas especificaciones propuestas.

Una de las hipótesis que se quiere contrastar con este trabajo es que existe una significativa variabilidad en las diferentes zonas en términos de elasticidad precio de la oferta. Los coeficientes estimados parecen diferir según tipo de vivienda y según zona. En el primer caso se encuentra que la oferta de casas es más elástica que la de departamentos. En el segundo caso, se evidencia que algunas zonas son elásticas o casi elásticas con coeficientes cercanos a la unidad (casas en zona Nor-Oriente, departamentos en zona Sur, departamentos en zona Nor-Poniente), mientras que otras zonas son muy inelásticas (casas zona Sur). Cabe destacar que la desviación típica de la elasticidad es relativamente alta: 0,00298 para ACOP y 0,00309 para Trivelli; esto representa coeficientes de variación de 54% y 68%, respectivamente.

No obstante lo anterior, un contraste de Wald para la hipótesis nula de igualdad entre las elasticidades no permite rechazar dicha hipótesis, con p-valores asociados de 0,87 para el modelo que usa ACOP como fuente y de 0,12 para el modelo que usa Trivelli como fuente. Por tanto, se rechaza la hipótesis planteada sobre diferencias en la respuesta de la oferta a cambios en el precio de acuerdo a la zona en que se ubican las viviendas. Este rechazo está directamente relacionado con el hecho de que el tamaño muestral para el contraste es insuficiente (solo hay siete observaciones), con lo cual los grados de libertad son muy reducidos.

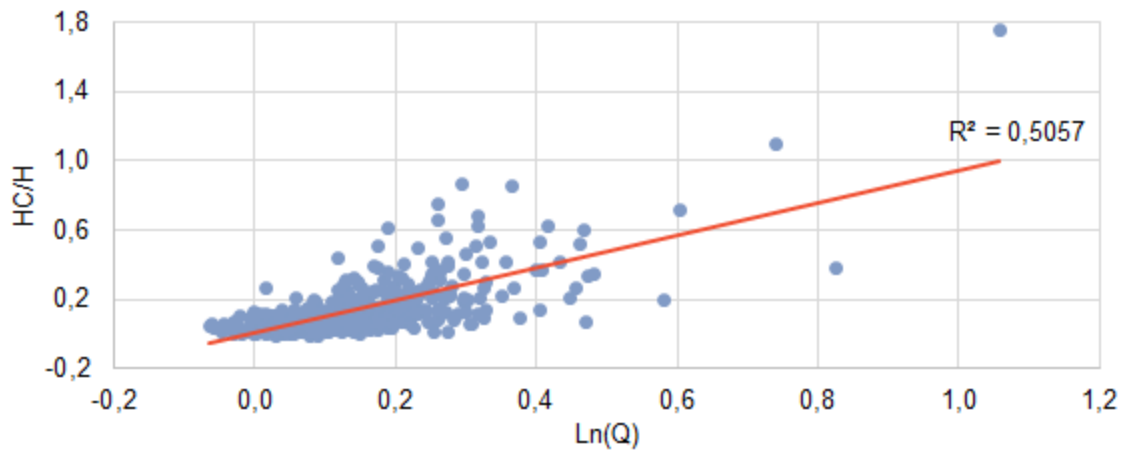
La validez de la ecuación de oferta basada en la q de Tobin queda demostrada por el buen ajuste que se encuentra entre la razón q y la tasa de inversión. Los Gráficos 4 y 5 muestran que existe una relación positiva y significativa entre q (razón entre precios y costos) y la nueva oferta inmobiliaria. Es decir, ante una mejora del precio de venta en relación a los costos de producción, las empresas inmobiliarias responden aumentando la oferta.

Gráfico 4. Nueva oferta versus razón Q (Variable Suelo=ACOP)



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 5. Nueva oferta versus razón Q (Variable Suelo=Trivelli)



Fuente: Elaboración propia

La segunda hipótesis que se desea contrastar es que existe una relación negativa entre elasticidad y ajuste de precios, de tal manera que las zonas más inelásticas presentan un ajuste de precios más fuerte. Para ello primero se estimó la ecuación (5) para obtener precios de equilibrio que sirven como insumo en la ecuación (6). La ecuación (5) se estima restringiendo los parámetros a ser iguales en todas las zonas e incluyendo efectos fijos en el corte transversal; efectos fijos en la serie temporal son reemplazados por la inclusión de tendencias lineales propias de cada zona. La ecuación (5) se estima mediante mínimos cuadrados, encontrando que el residuo de dicha ecuación no contiene raíces unitarias. De esta manera, se confirma que existe cointegración entre el precio de la vivienda y sus principales determinantes por el lado de la demanda.

La ecuación (6), que representa un modelo de corrección del error para el precio de la vivienda, se estima mediante mínimos cuadrados. Los resultados se muestran en la Tabla 6 e incluyen una especificación no restringida, una restringida y otra ajustada a la elasticidad de cada zona.

Tabla 6. Ajuste de precios

	Unrestricted *	Restricted **	Elast. Acop ***	Elast. Triv ***
η_0	0,05511 (0,00844) [0,000]	0,0549 (0,0085) [0,000]	0,055 (0,00846) [0,000]	0,055 (0,00845) [0,000]
η_1	0,50294 [0,056]	0,33039 (0,15349) [0,031]	0,66593 (0,35922) [0,064]	0,67459 (0,26553) [0,011]
η_2			-0,57536 (0,55691) [0,302]	-0,61235 (0,38577) [0,113]
Adj. R ²	0,013	0,007	0,007	0,01
S. E.	0,19101	0,19161	0,19160	0,19132

Notas:

1. Los parámetros estimados corresponden a los de la Ecuación 6. Restricted hace referencia a la restricción de que cada individuo de la muestra comparte el mismo parámetro, mientras que Unrestricted permite que cada individuo tenga un parámetro propio para cada variable en la ecuación. Elast. corresponde a ecuaciones en las que se incluye la elasticidad de cada zona como explicativa del ajuste de precios.

2. Se estimaron las siguientes ecuaciones:

$$(*) \Delta \ln(PH_{i,t}/PC_t) = \eta_0 + \eta_{1i} [\ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})^* - \ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})] + \xi_{i,t}$$

$$(**) \Delta \ln(PH_{i,t}/PC_t) = \eta_0 + \eta_1 [\ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})^* - \ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})] + \xi_{i,t}$$

$$(***) \Delta \ln(PH_{i,t}/PC_t) = \eta_0 + \eta_1 [\ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})^* - \ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})] + \eta_2 \{ \gamma_{1i} [\ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})^* - \ln(PH_{i,t-1}/PC_{t-1})] \} + \xi_{i,t}$$

3. Se incluyen en la tabla el error estándar de cada parámetro (entre paréntesis) y el p-valor asociado al contraste de significatividad (entre corchetes).

4. En el caso de las ecuaciones Unrestricted no se muestran los parámetros de cada zona sino el promedio de estos (7 en total). En estos casos no se muestra el error estándar y el p-valor corresponde al contraste de significatividad conjunta (Wald) de los siete parámetros.

5. Adj. R² es el coeficiente R² ajustado. S.E. es el error estándar de la ecuación.

Fuente: Elaboración propia.

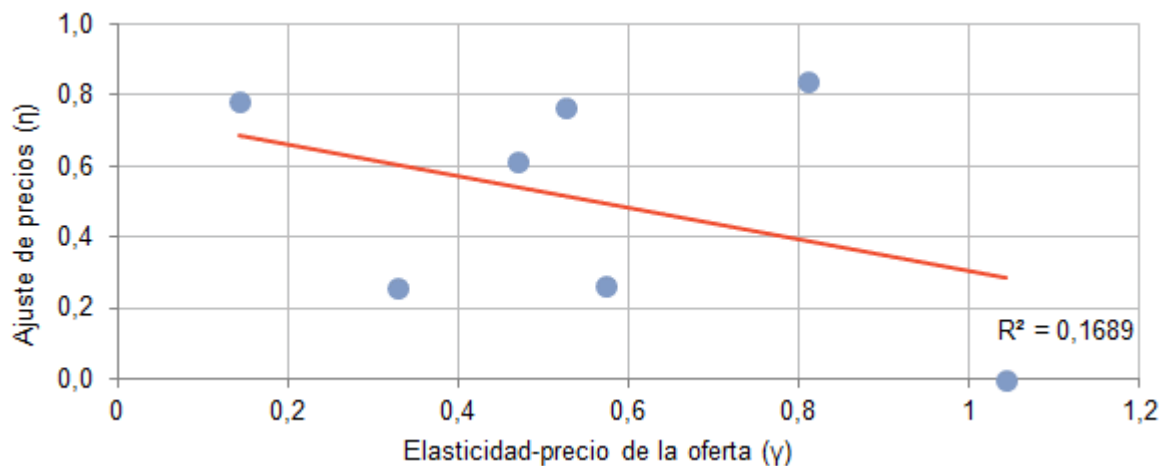
El parámetro de interés en la ecuación (6) es η_1 , que representa la respuesta en el corto plazo del precio frente a un *shock* de demanda. De acuerdo a los resultados obtenidos, este ajuste es en promedio la mitad (50,3%) del cambio en el largo plazo en la especificación sin restricciones; cuando se restringen los coeficientes a ser iguales en todas las zonas, la respuesta de corto plazo es apenas un tercio del ajuste de largo plazo. En las ecuaciones que incluyen la elasticidad de la oferta como explicativa del ajuste de precios se encuentra que la respuesta de corto plazo es algo mayor, en torno a 67% en las dos especificaciones usadas. Esto implica que en una zona con oferta totalmente inelástica (elasticidad igual a cero) el salto de los precios en el corto plazo sería mayor (entre 32% y 34%) que en una zona más elástica.

Cabe destacar que el ajuste de los precios en el corto plazo también presenta una significativa variación entre zonas. De esta manera, la desviación estándar es de 0,327 frente a un promedio de 0,503, lo que supone un coeficiente de variación de 65%.

Una vez obtenidos los parámetros de ajuste del precio frente a *shocks* de demanda, se puede contrastar la hipótesis de que zonas más inelásticas presentan un ajuste de precio más fuerte.

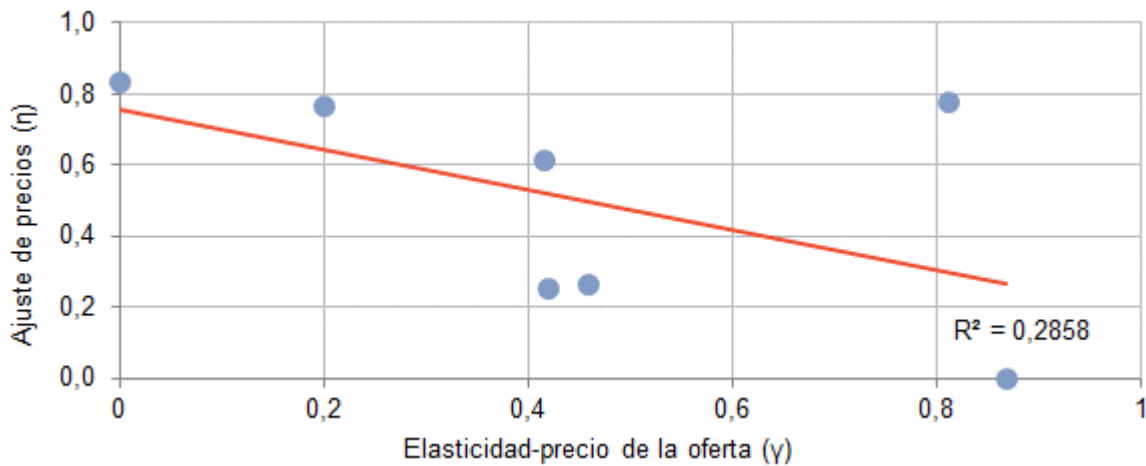
En los Gráficos 6 y 7 se muestra la relación entre los valores puntuales de elasticidad de cada zona y el coeficiente de ajuste de los precios en el corto plazo. Se observa que existe una relación negativa entre ambos parámetros, tal como se planteó en la hipótesis del trabajo. Los coeficientes de correlación obtenidos son los siguientes: -0,411 usando ACOP y -0,535 usando Trivelli. No obstante, dado el insuficiente tamaño muestral, estos coeficientes de correlación no son estadísticamente significativos.

Gráfico 6. Elasticidad de oferta versus ajuste de precios (Variable suelo=ACOP)



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 7. Elasticidad de oferta versus ajuste de precios (Variable suelo=Trivelli)



Fuente: Elaboración propia

A pesar de esta limitación, cabe destacar observando los Gráficos 6 y 7 que la zona más inelástica (la situada más a la izquierda en el eje horizontal) presenta uno de los mayores coeficientes de ajuste de corto plazo, mientras que la zona más elástica (la situada más a la derecha en el eje horizontal) destaca por tener un nulo ajuste de los precios en el corto plazo.

8. Conclusiones

La importancia del sector inmobiliario para el agregado de la economía es en la actualidad indiscutible. Diferentes medidas del estado de la actividad sectorial (inversión residencial, inicios de obra, etc.) son buenos indicadores adelantados de periodos de expansión y recesión. Es por ello que resulta fundamental entender las dinámicas propias del sector inmobiliario, atendiendo tanto a sus fundamentos de demanda como de oferta.

El presente trabajo supone un aporte novedoso en la investigación sobre el sector inmobiliario de Chile, en la medida en que representa el primer intento por modelar el mercado desde una perspectiva de oferta, centrando el interés en la decisión que enfrentan las empresas inmobiliarias acerca de añadir nuevas unidades a la oferta existente. La modelación de la oferta inmobiliaria se realiza mediante una ecuación del tipo q de Tobin, ampliamente utilizada en la teoría de la inversión y con algunas aplicaciones para el mercado de vivienda. De acuerdo a lo planteado por Tobin, la inversión de una empresa depende de la relación entre precio y costos, de manera que la empresa pondrá nuevas unidades en el mercado en la medida en que el valor de estas unidades en el mercado sea superior al costo de producirlas.

Otra característica que hace original este estudio es la inclusión del suelo en la determinación de la oferta inmobiliaria, en un contexto en que existe una notoria discusión pública acerca de la necesidad de ampliar la superficie urbana de Santiago. En general, son escasos los estudios sobre el sector inmobiliario de Chile que han tenido

en cuenta el desarrollo del mercado de suelo a la hora de determinar variables clave como el precio de las viviendas. En este sentido, este estudio realiza un notable aporte al encontrar que el precio del suelo es un factor fundamental en la determinación de la oferta inmobiliaria, representando en algunos casos más de la mitad del costo total de un proyecto. Adicionalmente, este trabajo es novedoso al utilizar como unidad de análisis las diferentes zonas que componen la ciudad de Santiago; en general, los estudios sobre el sector inmobiliario utilizan información agregada, ya sea a nivel nacional o regional, lo cual va en contra de las características locales del mercado de vivienda.

Este trabajo cumplió dos objetivos. En primer lugar, se modeló el mercado inmobiliario desde la perspectiva de la oferta, incluyendo sus principales determinantes (precio de la vivienda, precio del suelo y costos de edificación). Esto permitió calcular valores puntuales para la elasticidad precio de la oferta inmobiliaria. En segundo lugar, el trabajo contrastó dos hipótesis: 1) que existe una significativa diferencia al interior de la ciudad en lo que respecta a la elasticidad de la oferta, siendo que estas diferencias pueden ser atribuibles a factores regulatorios; y 2) que zonas más inelásticas presentan un ajuste de sus precios en el corto plazo más rápido.

De acuerdo a los resultados obtenidos, se estima que la oferta inmobiliaria en el Gran Santiago es inelástica, con un promedio que oscila entre 0,557% y 0,453% dependiendo de la variable empleada para medir el precio del suelo. Estos resultados son similares a los obtenidos para países europeos, donde la oferta es, en general, inelástica.

La primera hipótesis del trabajo no pudo ser confirmada, ya que no existe diferencia estadísticamente significativa entre las elasticidades calculadas para cada zona. Los resultados muestran que el mercado de casas es más elástico que el mercado de departamentos (0,614% versus 0,514% según ACOP y 0,567% versus 0,367% según Trivelli). Se encuentra que existe una importante dispersión en la elasticidad según zona, con desviaciones estándar de en torno a 0,003.

La segunda hipótesis se confirma parcialmente al encontrar una relación negativa entre elasticidad y ajuste de precios. De esta manera, zonas con oferta más inelástica presentan un ajuste de precios más rápido, mientras que las zonas con mayor coeficiente de elasticidad muestran un ajuste casi nulo en el corto plazo. No obstante, dado el insuficiente tamaño muestral, los coeficientes de correlación no resultan estadísticamente significativos.

En resumen, se encuentra evidencia de inelasticidad en la oferta inmobiliaria, lo cual está asociado a un ajuste de precios en el corto plazo más severo. Se intuye que las diferencias en la regulación sobre urbanismo y construcción pueden ser un factor explicativo de esta relación inversa, es decir, que una regulación más estricta sobre los usos del suelo, tamaños mínimos o densificación esté desincentivando la edificación de nuevas viviendas en determinadas zonas en un contexto de fuerte demanda por vivienda. Esta relación entre regulación y oferta inmobiliaria deberá ser estudiada con más detalle en próximas investigaciones.

Si bien este estudio realiza un notable aporte al análisis del sector inmobiliario del Gran Santiago, todavía existen numerosas áreas de mejora. Los resultados obtenidos no alcanzaron la significatividad estadística deseada debido al insuficiente tamaño muestral; es por ello que futuros estudios deberían contar con información aún más desagregada, a nivel comunal si fuera posible, ya que los mercados de vivienda presentan dinámicas muy distintas a nivel local (Fortune y Moohan, 2008). Otra área de mejora es considerar que la elasticidad de la oferta no solo difiere entre comunas y regiones, también tiene sentido pensar que cambia con el tiempo, siendo necesario entonces su estimación en diferentes periodos de tiempo (Duca, Muellbauer y Murphy, 2010). Por último, se hace necesario contar con indicadores cuantitativos que, de alguna manera, representen los obstáculos que impone la regulación en el ámbito urbano; un buen ejemplo de ello es el trabajo realizado por Gyourko, Saiz y Summers (2008), quienes realizaron encuestas a nivel local en Estados Unidos con el objetivo de elaborar un índice que captura el nivel de regulación.

9. Referencias

- Ahearne, A. G., Ammer, J., Doyle, B. M., Kole, L. S., & Martin, R. F. (2005). House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study. International Finance Discussion Papers 2005-841, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Albouy, D., & Ehrlich, G. (2012). Metropolitan Land Values and Housing Productivity (NBER Working Papers No. 18110). National Bureau of Economic Research, Inc.
- Andrews, D., & Caldera, A. (2011). The Evolution of Homeownership Rates in Selected OECD Countries: Demographic and Public Policy Influences. *OECD Journal: Economic Studies*, Vol. 2011/1.
- Anundsen, A. K., & Heebøll, C. (2013). Supply Restrictions, Subprime Lending and Regional US Housing Prices (Memorandum No. 04/2013). Oslo University, Department of Economics.
- Arrazola, M., de Hevia, J., Romero, D., & Sanz-Sanz, J. F. (2014). Determinants of the Spanish housing market over three decades and three booms: Long run supply and demand elasticities. Working Paper 13/2014, Victoria University of Wellington.
- Augustyniak, H., Laszek, J., Olszewski, K., & Waszczuk, J. (2014). Housing market cycles – a disequilibrium model and its application to the primary housing market in Warsaw. University Library of Munich, Germany.
- Ball, M., Meen, G., & Nygaard, C. (2010). Housing supply price elasticities revisited: Evidence from international, national, local and company data. *Journal of Housing Economics*, 19(4), 255–268.
- Banco Central de Chile (2014). Informe de Estabilidad Financiera, 2° Semestre 2014.
- Berg, L., & Berger, T. (2006). The Q Theory and the Swedish Housing Market - An Empirical Test. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(4), 329–344.
- Bergoing, R., Morandé, F., & Soto, R. (2002). Asset prices in Chile: facts and fads. En *Banking, Financial Integration, and International Crises*, ed. Leonardo Hernández and Klaus Schmidt-Hebbel, Central Bank of Chile.
- Bischoff, O. (2012). Explaining regional variation in equilibrium real estate prices and income. *Journal of Housing Economics*, 21(1), 1–15.
- Blackley, D. M. (1999). The Long-Run Elasticity of New Housing Supply in the United States: Empirical Evidence for 1950 to 1994. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 25–42.
- Bourassa, S. C., Hoesli, M., Scognamiglio, D., & Zhang, S. (2011). Land leverage and house prices. *Regional Science and Urban Economics*, 41(2), 134–144.
- Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in: B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, Vol. 15, JAI: Amsterdam, 2000, p. 161-178.
- Budnevich, C., & Langoni, P. (1999). Comportamiento reciente de los precios de los activos del sector inmobiliario en Chile. IV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, Santiago de Chile, 20 y 21 de octubre de 1999.

- Bulusu, N., Duarte, J., & Vergara-Alert, C. (2013). Booms and Busts in House Prices Explained by Constraints in Housing Supply (Working Papers No. 13-18). Bank of Canada.
- Caldera, A., & Johansson, A. (2011). The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries (OECD Economics Department Working Papers No. 837).
- Cámara Chilena de la Construcción (2012). Disponibilidad de suelo en el Gran Santiago. Documento de Trabajo N° 70.
- Cámara Chilena de la Construcción (2013). Identificación del potencial de densificación: Entorno de la Red de Metro para la Ciudad de Santiago. Documento de Trabajo N° 78.
- Capozza, D. R., Hendershott, P. H., & Mack, C. (2004). An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets. *Real Estate Economics*, 32(1), 1–32.
- Capozza, D., & Helsley, R. (1989). The fundamentals of land prices and urban growth. *Journal of Urban Economics*, 26, issue 3, pp. 295-306.
- Chen, C. (2012). The Q Theory of Housing Investment in Taiwan: An Empirical Test. National Sun Yat-Sen University.
- Conefrey, T., & Whelan, K. (2012). Supply, Demand and Prices in the US Housing Market (Research Technical Papers No. 08/RT/12). Central Bank of Ireland.
- Davis, M., & Heathcote, J. (2007). The price and quantity of residential land in the United States. *Journal of Monetary Economics*, 54, 2595–2620.
- Davis, M. A., & Palumbo, M. G. (2008). The price of residential land in large US cities. *Journal of Urban Economics*, 63(1), 352–384.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, Issue 366, 427–431.
- DiPasquale, D. (1999). Why Don't We Know More about Housing Supply? *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 9–23.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W.C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban Economics* 35(1), 1-27.
- Duca, J. V., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2010). Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009: Lessons for the Future. SERC Discussion Papers 0049, Spatial Economics Research Centre, LSE.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, *Econometric Society*, 55(2), 251–76.
- Fay, M. (2005). *The Urban Poor in Latin America*. World Bank Publications, The World Bank, No. 7263.
- Figuroa, E., & Lever, G. (1992a). Determinantes del precio de la vivienda en Santiago: Una estimación hedónica. *Estudios de Economía* Vol. 19 No. 1, pp. 67-84.
- Figuroa, E., & Lever, G. (1992b). Determinantes del precio de mercado de los terrenos en el área urbana de Santiago. *Cuadernos de Economía*, Año 29 N° 86, pp. 99-113.

- Fischel, W. A. (2001). *The Homevoter Hypothesis. How Home Values Influence Local Government Taxation, School Finance, and Land-Use Policies*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Fisher, R. A. (1932). *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver & Boyd, Edinburgh, 4th Edition
- Follain, J. R. (1979). The Price Elasticity of the Long-Run Supply of New Housing Construction. *Land Economics*, 55(2), 190–199.
- Fortune, C., & Moohan, J. (2008). International variations in new housing supply. *Journal of Housing Markets and Analysis* 1(4), 379-92.
- Gitelman, E., & Otto, G. (2012). Supply Elasticity Estimates for the Sydney Housing Market. *Australian Economic Review*, 45(2), 176–190.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saiz, A. (2008). Housing supply and housing bubbles. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198–217.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. (2005). Why Have Housing Prices Gone Up? (NBER Working Papers No. 11129). National Bureau of Economic Research, Inc.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2006). Urban growth and housing supply. *Journal of Economic Geography*, 6(1), 71–89.
- Green, R. K., Malpezzi, S., & Mayo, S. K. (2005). Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources. *American Economic Review*, 95(2), 334–339.
- Grimes, A., & Aitken, A. (2010). Housing Supply, Land Costs and Price Adjustment. *Real Estate Economics*, 38(2), 325–353.
- Gyourko, J., & Molloy, R. (2014). Regulation and Housing Supply, NBER Working Papers 20536, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Gyourko, J., Saiz, A., & Summers, A. (2008). A New Measure of the Local Regulatory Environment for Housing Markets: The Wharton Residential Land Use Regulatory Index. *Urban Studies*, 45(3), 693–729.
- Harter-Dreiman, M. (2004). Drawing inferences about housing supply elasticity from house price responses to income shocks. *Journal of Urban Economics*, 55(2), 316–337.
- Hayashi, F. (1982). Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, Econometric Society, vol. 50(1), pages 213-24, January.
- Hilber, C. A. L., & Robert-Nicoud, F. (2013). On the origins of land use regulations: Theory and evidence from US metro areas. *Journal of Urban Economics*, 75(C), 29–43.
- Hilber, C. A. L., & Vermeulen, W. (2013). The impact of supply constraints on house prices in England (Documents de Treball de l'IEB No. 2013/28). Barcelona Institute of Economics.
- Huang, H., & Tang, Y. (2010). Residential Land Use Regulation and the US Housing Price Cycle Between 2000 and 2009 (Working Papers No. 2010-11). University of Alberta, Department of Economics.
- Idrovo, B. (2009). Un Modelo Simple de Oferta y Demanda de Viviendas Nuevas en Chile. Minuta Nº 62, Coordinación Económica, Gerencia de Estudios de la Cámara Chilena de la Construcción.

- Idrovo, B., & Lennon, J. (2011). Índice de Precios de Viviendas Nuevas para el Gran Santiago. Documento de Trabajo N° 65, Cámara Chilena de la Construcción.
- Ihlanfeldt, K., & Mayock, T. (2014). Housing Bubbles and Busts: The Role of Supply Elasticity. *Land Economics*, 90(1), 79–99.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Jaeger, W. K. (2006). The Effects of Land-Use Regulations on Property Values. *Environmental Law*, 36(105), 105–130.
- Jud, D. G., & Winkler, D. T. (2003). The Q Theory of Housing Investment. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27(3), 379–392.
- Kenny, G. (1999). Asymmetric Adjustment Costs and The Dynamics of Housing Supply (Research Technical Papers No. 3/RT/99). Central Bank of Ireland.
- Leamer, E. E. (2007). Housing is the business cycle. NBER Working Paper No. 13428.
- Leishman, C. (2010). The behaviour of regional housing markets and construction: implications for modelling sub-regional housing supply. Paper presented to the Cambridge Centre for Housing and Planning Research, 16th-17th September 2010, King's College, Cambridge.
- Lennon, J., & Idrovo, B. (2013). Precio de Viviendas Nuevas: Análisis de Cointegración para el caso del Gran Santiago, Chile. Documento de Trabajo N° 76, Cámara Chilena de la Construcción.
- Lerbs, O. W. (2012). House prices, housing development costs, and the supply of new single-family housing in German counties and cities (CAWM Discussion Paper / Centrum für Angewandte Wirtschaftsforschung Münster No. 57). Münster: CAWM.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Liu, X. (2014). Housing Supply Elasticity, Determinant Factors and Housing Price Performance of Urban China. *Finance & Trade Economics*, Vol. 35, Issue 4, pp. 125-137.
- Liu, X., & Otto, G. (2014). Housing Supply Elasticity in Sydney Local Government Areas. UNSW Australian School of Business Research Paper No. 2014-13.
- Lozano, F. J. (2013). Relación entre permisos de edificación y proyectos en desarrollo. En Informe MACH Macroeconomía y Construcción N° 38, junio 2013, Cámara Chilena de la Construcción.
- Mak, S., Choy, L., & Ho, W. (2012). Region-specific Estimates of the Determinants of Real Estate Investment in China. *Urban Studies*, 49(4), 741–755.
- Malpezzi, S., & Maclennan, D. (2001). The Long-Run Price Elasticity of Supply of New Residential Construction in the United States and the United Kingdom. *Journal of Housing Economics*, 10(3), 278–306.
- Malpezzi, S., & Mayo, S. K. (1997). Getting housing incentives right: a case study of the effects of regulation, taxes and subsidies on housing supply in Malaysia. *Land Economics*, 73, 372-391.
- Malpezzi, S., & Wachter, S. (2002). The Role of Speculation in Real Estate Cycles (Zell/Lurie Center Working Papers No. 401). Wharton School Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center, University of Pennsylvania.

- Mayer, C. J., & Somerville, C. T. (1996a). Regional housing supply and credit constraints. *New England Economic Review*, (November/December), 39–51.
- Mayer, C. J., & Somerville, C. T. (1996b). Unifying empirical and theoretical models of housing supply (Working Papers No. 96-12). Federal Reserve Bank of Boston.
- Mayer, C. J., & Somerville, C. T. (2000a). Land use regulation and new construction. *Regional Science and Urban Economics*, 30(6), 639–662.
- Mayer, C. J., & Somerville, C. T. (2000b). Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply. *Journal of Urban Economics*, 48(1), 85–109.
- Ministerio de Desarrollo Social (2015). Encuesta Casen 2013.
- Muth, R. (1960). The demand for non-farm housing. In A.C. Harberger, *The demand for durable goods*, The University of Chicago Press.
- Oikarinen, E., Peltola, R., & Valtonen, E. (2014). Regional variation in the elasticity of supply of housing, and its determinants: The case of a small sparsely populated country, Discussion Paper No. 91, Aboa Centre for Economics.
- Owusu-Ansah, A. (2012). Modeling the supply of new residential construction for local housing markets: The case of Aberdeen, UK. Presented at the 19th Annual European Real Estate Conference, Edinburgh, UK.
- Paciorek, A. (2013). Supply constraints and housing market dynamics. *Journal of Urban Economics*, 77(C), 11–26.
- Parrado, E., Cox, P., & Fuenzalida M. (2009). Evolución de los precios de viviendas en Chile. *Revista de Economía Chilena Volumen 12 N°1*, pp. 51-68.
- Phillips, P. C. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biomètrika* 75(2), 335–346.
- Poterba, J. M. (1984). Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset-Market Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 729–52.
- Pryce, G. (1999). Construction elasticities and land availability: A two-stage least-squares model of housing supply using the variable elasticity approach. *Urban Studies* 36(13), 2283-2304.
- Quigley, J. M., & Raphael, S. (2004). Regulation and the High Cost of Housing in California (Working Paper No. W04-008). Institute of Business and Economic Research, University of California.
- Quigley, J. M., Raphael, S., & Rosenthal, L. A. (2008). Measuring Land-Use Regulations and Their Effects in the Housing Market (Working Paper No. W08-004). Institute of Business and Economic Research, University of California.
- Sagner, A. (2009). Determinantes del precio de viviendas en Chile. Documento de Trabajo N° 549, Banco Central de Chile.
- Sawaya, M. (2005). Analysis of the Determinants of New Housing Investment in Spain. *Housing, Theory and Society*, Vol. 22, Issue 1.
- Silva, C. G., & Vio, C. (2015). Los precios de vivienda y factores macroeconómicos: El caso de Chile. *Economía Chilena*, Volumen 18, N° 1, Abril 2015.

- Solé-Ollé, A., & Viladecans-Marsal, E. (2013). Do political parties matter for local land use policies? *Journal of Urban Economics*, 78(C), 42–56.
- Steiner, E. (2010). Estimating a Stock-Flow Model for the Swiss Housing Market. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, vol. 146(III), pp. 601-627.
- Stover, M. E. (1986). The price elasticity of the supply of single-family detached urban housing. *Journal of Urban Economics*, 20(3), 331-340.
- Swank, J., Kakes, J. & Tieman, A. F. (2002). The housing ladder, taxation and borrowing constraints. DNB Report No. 9, Amsterdam.
- Taltavull, P. (2007). Housing supply and prices. Revising the theory. Paper presented to the 13th Annual Conference of the Pacific Rim Real Estate Society, Fremantle, Western Australia, January 21-24, 2007.
- Taltavull, P., & Gabrielli, L. (2013). Housing supply and prices reactions: a comparison approach in the Spanish and Italian markets. Paper submitted to the XVI Encuentro de Economía Aplicada, Granada, 6-7 junio 2013.
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29.
- Topel, R. H., & Rosen, S. (1988). Housing Investment in the United States. *Journal of Political Economy*, 96(4), 718–40.
- Vermeulen, W., & Rouwendal, J. (2007). Housing Supply and Land Use Regulation in the Netherlands (Tinbergen Institute Discussion Papers No. 2007-058/3). Tinbergen Institute.
- Wang, S., Chan, S. H., & Xu, B. (2012). The Estimation and Determinants of the Price Elasticity of Housing Supply: Evidence from China. *Journal of Real Estate Research*, 34(3), 311–344.
- Wheaton, W. C., Chervachidze, S., & Nechayev, G. (2014). Error Correction Models of MSA Housing “Supply” Elasticities: Implications for Price Recovery (Working Paper No. 14-05). Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology.
- Zulfiqar, H. (2006). Housing Market in Norway. An Econometric analysis of housing market using q-theory of housing investment. University of Oslo, Norway.