

Universidad Torcuato Di Tella

Trabajo de tesis para la maestría en Economía Urbana

“El mercado de viviendas a través del dólar y sus determinantes principales. Análisis de la dinámica del valor del metro cuadrado en la Ciudad de Buenos Aires (2006 a 2021)”

Autor: Matías Manuel Casado

Director: Ricardo Pasquini

Fecha de entrega: 15 de mayo de 2022

Abstract

Este trabajo analiza los precios en dólares de los inmuebles en la Ciudad de Buenos Aires desde 2006 hasta 2021 que, durante los periodos en los que se aplican restricciones a la compra de divisas, o bien evidencian una interrupción de su tendencia alcista, o bien registran una caída. La hipótesis principal de este estudio es que el precio de la vivienda en dólares es sensible a sus determinantes en pesos nominados en dólares al tipo de cambio paralelo y no al tipo de cambio oficial. Esta hipótesis se sostiene en que las restricciones a la compra de divisas afectan al conjunto de bienes nominados en dólares, a los cuales no se puede acceder por medio del mercado de cambios oficial. Los determinantes considerados en este trabajo son el ingreso y los materiales de construcción. Utilizando la metodología ARDL, para el mismo conjunto de variables se especifican modelos al tipo de cambio oficial y al tipo de cambio alternativo. Los resultados indican que sólo los modelos al tipo de cambio alternativo presentan resultados favorables y que tanto el ingreso como los materiales de la construcción tienen un efecto significativo sobre el precio de las viviendas, explicando gran parte de su trayectoria.

Contenido

1. Introducción	6
2. Justificación e importancia del caso de estudio	9
3. Marco teórico y revisión de la literatura.....	12
El mercado de viviendas	12
Burbujas inmobiliarias y un punto de inflexión en la literatura.....	17
Estudios en Latinoamérica	28
4. El mercado de viviendas en CABA. Periodo 2006 – 2021.....	31
Datos y series de tiempo utilizados	31
Pregunta de investigación e hipótesis del caso de estudio	33
Gráfico 1 Precio en dólares del M2 y tipo de cambio real.....	35
Análisis del precio y de los indicadores de demanda.....	38
Gráfico 2 Precio en dólares del M2 en CABA.....	38
Gráfico 3 Escrituras de compra y venta de inmuebles	39
Gráfico 4 Tiempo medio de publicación de departamentos para concretar la venta.....	40
Gráfico 5 Precio del M2 y Salarios	41
Gráfico 6 Stock de créditos hipotecarios sobre el total de créditos al sector privado.....	42
Gráfico7 Cantidad de actos hipotecarios en relación a actos de compra y venta.....	43
Análisis de la oferta	44
Gráfico 8 Costo de construcción y precio del M2 en CABA.....	45
Gráfico 9 Salarios e ICC mano de obra. En pesos prom. Móvil 12 meses.	46
Alquileres y precio de los inmuebles	47
Gráfico 10 Rentabilidad de los alquileres y precio de los inmuebles	48
5. Análisis econométrico	49
Metodología y especificación del modelo	49
Comparación de especificaciones y resultados obtenidos.....	54
Cuadro 1 Modelos valuados al tipo de cambio oficial.....	55
Cuadro 2 Modelos valuados al Contado con liquidación (CCL).....	56
Análisis del modelo con mejor ajuste	58
Cuadro 3 Modelo 4 de largo plazo y de corto plazo	59
Diagnóstico y ajustes del modelo	60
Gráfico 11 Modelo 4 al CCL. Estimación, dato observado y residuos	61
Cuadro 4 Modelo 4 al CCL. Correlograma de residuos	62
Cuadro 5 Modelo 4 con dummies. Largo y corto plazo.	63
Gráfico 12 Modelo 4 al CCL con <i>dummies</i> . Histograma de residuos.....	63
Cuadro 6 Modelo 4. Tests de heterocedasticidad y de correlación serial	64

6.	Conclusiones y consideraciones finales.....	64
7.	Bibliografía.....	71
8.	Anexo	74
	Cuadro Anexo 1 Modelo de Precio del M2 y tipo de cambio real	74
	Cuadro Anexo 2 Modelo 1 al tipo de cambio oficial.....	75
	Cuadro Anexo 3 	75
	Cuadro Anexo 3 Modelo 2 al tipo de cambio oficial.....	76
	Cuadro Anexo 4 Modelo 3 al tipo de cambio oficial.....	77
	Cuadro Anexo 5 Modelo 4 al tipo de cambio oficial.....	78
	Cuadro Anexo 6 Modelo 5 al tipo de cambio oficial.....	79
	Cuadro Anexo 7 Modelo 1 al tipo de cambio paralelo	80
	Cuadro Anexo 8 Modelo 2 al tipo de cambio paralelo	80
	Cuadro Anexo 9 Modelo 3 al tipo de cambio paralelo	81
	Cuadro Anexo 10 Modelo 5 al tipo de cambio paralelo	81
	81
	Cuadro Anexo 11 Modelo 4 al tipo de cambio paralelo sin tendencia	2
	Cuadro Anexo 12 Modelos con costos de mano de obra de la construcción y salarios	3

“El mercado de viviendas es en realidad la superposición de diferentes submercados en donde idealmente se realizan transacciones de distinto carácter, dada su heterogeneidad, es decir, localización, calidad, tenencia, antigüedad y financiamiento, así como también en función de su determinación como bien de consumo o de capital”

Ariel Coremberg

1. Introducción

En el periodo comprendido entre 2006 y 2021 los precios de los inmuebles en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) aumentaron 108%¹ en dólares, mientras que los ingresos, aproximados por los salarios y deflactados por el tipo de cambio oficial, tuvieron una variación mayor, en torno a 140%², reflejando una mejora en términos de asequibilidad de la vivienda. Desde el tercer trimestre de 2018 cuando los precios alcanzaron su máximo, hasta el último trimestre de 2021, el valor del metro cuadrado exhibió una caída de 22%. Además de la presión bajista que ejerció sobre este mercado el inicio de la pandemia de Covid-19 en febrero de 2021, esta tendencia se da en un contexto en el cual se sostienen desde el tercer trimestre de 2019 restricciones a la compra de divisas. El otro periodo con cepo cambiario había sido entre 2011 y 2015, durante el cual el precio de los inmuebles había interrumpido una tendencia alcista que sostenía desde 2006.

La implementación de estas restricciones coincide con periodos en los cuales se registra una baja significativa en las escrituras de inmuebles. De esta manera, fácilmente se puede establecer un vínculo directo entre el cepo cambiario y la actividad del sector inmobiliario, vinculada a efectos negativos producto de un incremento en los costos de transacción del sector y a cambios en las reglas de juego de un mercado nominado en dólares. Esta investigación no busca refutar ni analizar puntualmente esta hipótesis, sino proponer una aproximación que permita explicar la trayectoria del precio de los inmuebles y **responder a la pregunta de investigación: ¿los precios de las viviendas en CABA están afectados por los determinantes habituales de este mercado?**

En los últimos 40 años la teoría económica ha desarrollado diversas herramientas para explicar la trayectoria de los precios de los inmuebles, motivada por fuertes periodos de suba que, en algunos casos, han propiciado comportamientos especulativos con desenlaces perjudiciales para la actividad

¹ Índice de precios elaborado a partir de datos de la Dirección General de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires. Consultar la sección “Datos y series de tiempo utilizados” en la página 31.

² Serie de salarios disponible en el sitio web del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, deflactada por el promedio móvil de 24 meses del tipo de cambio oficial correspondiente a la publicación A3500 del Banco Central de la Argentina.

económica. Desde la perspectiva de la demanda el ingreso disponible de la población constituye el principal factor que influye sobre el precio de los inmuebles, mientras que muchas investigaciones incorporan también la tasa de interés de créditos hipotecarios o el crecimiento demográfico. Desde el lado de la oferta los costos de construcción y los permisos de edificación son incluidos frecuentemente en los modelos econométricos.

Para el caso argentino los análisis econométricos adquieren una complejidad adicional debido a que las propiedades son tasadas en dólares, con el objetivo de evitar fuertes correcciones en el precio, en contextos de alta inflación y volatilidad en los mercados de cambios. En tanto, los determinantes fundamentales del mercado inmobiliario comúnmente utilizados en los enfoques con series de tiempo, como el ingreso o los costos de construcción, están nominados en pesos, haciendo necesaria una conversión a dólares. Los periodos con restricciones de acceso al mercado cambiario oficial y la existencia de cotizaciones alternativas vuelven muy relevante la elección del tipo del tipo de cambio al momento de expresar en dólares a los determinantes del precio de las viviendas, que están nominados en pesos.

Dadas las restricciones que en distintos períodos de la historia han existido para acceder al mercado cambiario oficial, se propone como **hipótesis principal que el precio promedio de los inmuebles es sensible a sus fundamentos expresados en dólares utilizando el tipo de cambio paralelo y no empleando el tipo de cambio oficial.**

Esta hipótesis se sostiene en que, ante un incremento en la brecha cambiaria, el ingreso en dólares medido al tipo de cambio alternativo registra una caída mayor respecto a si se lo mide al tipo de cambio oficial. Lo mismo ocurre con los costos de construcción, que al tipo de cambio alternativo son relativamente más baratos. De esta manera, en los periodos de cepo, al tipo de cambio paralelo los ingresos y los costos de construcción exhiben una caída en dólares superior a la que reflejan al tipo de cambio oficial, ejerciendo presión bajista sobre el precio de los inmuebles.

La afirmación de que el mercado inmobiliario de CABA es, en definitiva, sensible al dólar paralelo, es ampliamente aceptada. El valor de este trabajo

recae en un aspecto más técnico y consiste en aportar una metodología que permita evidenciar esta relación y resolver algunos inconvenientes que conllevan los análisis econométricos para el caso argentino, vinculados a resolver la existencia de múltiples cotizaciones del dólar, procesos devaluatorios de la moneda y un mercado expresado en dólares, pero con fundamentos expresados en pesos. Esta investigación ofrece un punto de partido metodológico para entender este mercado y determinar el impacto de otras variables no contempladas en esta investigación, que podrían haber tenido un efecto en ciertos periodos.

Transformando en dólares a los salarios por medio de la cotización alternativa, durante el periodo bajo estudio verificaron una caída de 47%³, sugiriendo ahora un deterioro en términos de asequibilidad. Esta tendencia ayuda a comprender la baja reciente en los precios de los inmuebles, dado que de esta manera el ingreso en dólares está muy por debajo respecto al precio de los inmuebles.

El estudio del mercado de viviendas podría dividirse en dos enfoques: el hedónico y el de series de tiempo. El objetivo del enfoque de series de tiempo se diferencia y se complementa con el hedónico. El análisis dinámico permite identificar los factores transversales que influyen sobre un conjunto de mercados de viviendas, independientemente de la incidencia sobre el precio de las características físicas y espaciales donde se desarrolla cada mercado, aspectos que quedan relegados para el análisis hedónico. Cada enfoque también se distingue por la disponibilidad de datos con la cuales se trabaja dado que, desde la perspectiva hedónica, el costo de disponer de información espacial desagregada a nivel barrial en formato de series de tiempo es muy elevado por lo cual, predominan los análisis estáticos.

Por la naturaleza del fenómeno que se intenta comprender este trabajo propone un abordaje cuantitativo y dinámico para testear la hipótesis de investigación. Se utilizarán entonces series de tiempo del mercado de viviendas y de las variables macroeconómicas especificadas como sus determinantes y se buscará determinar si existe una relación estadística entre ellas. El uso de

³ Serie de salarios disponible en el sitio web del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, deflactada por el promedio móvil de 24 meses del tipo de cambio contado con liquidación, disponible en el sitio web de la consultora financiera Rava bursátil: www.rava.com.

series de tiempo presenta varios inconvenientes para realizar análisis de regresión por medio del método de mínimos cuadrados ordinario debido a que, en su mayoría, estas no son estacionarias, por lo cual su evolución está influida por el paso del tiempo. Esta característica anula la posibilidad de realizar un análisis de regresión por mínimos cuadrados ordinarios sobre estas series.

La solución para evaluar la causalidad cuando se utilizan series de tiempo no estacionarias recae en análisis de cointegración, que determinan que existe una relación estadística de largo plazo entre las variables. Entre los métodos de cointegración frecuentemente utilizados, se aplicará la prueba de límites, en el marco de la metodología de los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL). En términos generales, esta metodología es la adecuada porque da resultados más eficientes en muestras pequeñas, permite especificar la relación de causalidad en un solo sentido y captura el componente inercial de las variables.

Con el objetivo de testear la hipótesis, se tomará un mismo grupo de variables explicativas y se compararán los resultados de dos modelos enfrentados, uno en el cual todas las variables en pesos son expresadas en dólares estadounidenses utilizando el tipo de cambio oficial y otro, empleando el tipo de cambio paralelo. **Los resultados compatibles con la hipótesis son los que evidencian que los modelos en los que se utiliza el tipo de cambio alternativo ofrecen mejores resultados respecto a aquellos en los que se usa el tipo de cambio oficial.**

Si bien, esta investigación tomará como unidad de análisis a la Ciudad de Buenos Aires (CABA), considerando el periodo entre 2006 hasta la actualidad, más allá de las limitaciones geográficas de este estudio las conclusiones derivadas podrían ser extendidas a otras ciudades de la Argentina, en las cuales los fundamentos macroeconómicos del mercado utilizados para el análisis de CABA también sean relevantes en esos casos.

2. Justificación e importancia del caso de estudio

En el caso puntual del caso de estudio de este trabajo, el fuerte deterioro de los precios de los inmuebles que se registró en CABA desde la implementación del

último cepo cambiario en 2019 generó un amplio abanico de interpretaciones entre los analistas especializados del sector. Esta caída fue frecuentemente vinculada a la implementación de estas restricciones, a la nueva ley de alquileres vigente desde mayo de 2021, a la pandemia de Covid-19 y también a la caída de la actividad económica. El objetivo de este trabajo no es negar estos efectos —los cuales indudablemente hayan tenido algún tipo de impacto—, sino cuantificar que proporción de la baja del precio responde a los fundamentos del mercado más habituales.

Además, este trabajo contribuye a resolver el problema de analizar un mercado en dólares, pero cuyos determinantes están nominados en pesos, en escenarios en los cuales conviven varias cotizaciones de la divisa norteamericana. Si bien no se pretende encontrar un modelo que explique perfectamente la trayectoria del precio, se propone al menos un punto de inicio para abordar esa tarea.

Como se mencionó en la introducción, los análisis de series de tiempo se complementan con los análisis hedónicos. Conocer los aspectos macroeconómicos que influyen sobre los precios de las viviendas en el tiempo es una herramienta fundamental para llevar a cabo análisis hedónicos dinámicos, que podrían realizarse utilizando datos de panel. En este caso, la medición del cambio de la valoración de las características físicas y espaciales de la vivienda sobre su precio podría estar distorsionada si no se considerasen los factores que han influido sobre los precios del mercado como un todo durante ese periodo, como podría ser un incremento del ingreso.

En términos más generales, los mercados de vivienda pueden evidenciar aumentos significativos en sus precios, desencadenando en algunas oportunidades comportamientos especulativos que eventualmente pueden tener desenlaces negativos para el nivel de actividad. Entender los fundamentos macroeconómicos que explican la evolución de los precios del sector inmobiliario brinda herramientas que permitan identificar si la trayectoria de los precios se encuentra dentro o fuera de una tendencia de equilibrio de largo plazo. Así, una desviación de los precios respecto a sus fundamentos permitiría detectar irregularidades o burbujas especulativas dentro de ese mercado. Además, comprender el precio de las viviendas en relación con sus

fundamentos permite entender la relación entre los agregados macroeconómicos y los precios del sector, contribuyendo a cuantificar el impacto de las decisiones de los hacedores de política económica sobre los precios de los inmuebles.

Si bien los mercados de viviendas son independientes entre sí por cuestiones geográficas y este estudio está concentrado en la Ciudad de Buenos Aires, en el ámbito nacional los precios de las viviendas probablemente respondan a los mismos factores macroeconómicos. Estos modelos macroeconómicos podrían ser aplicados a cualquier ciudad de la Argentina como punto de partida para analizar la dinámica de los precios de cada mercado en particular. De esta manera, se sugiere que, al igual que en la ciudad de Buenos Aires, en el resto de las ciudades de la Argentina la evolución del precio de las viviendas también esté explicada en gran parte por el ingreso de la población y los costos de los materiales transformados en dólares.

De aquí se desprende la utilidad técnica del análisis que propone este trabajo, dado que una vez determinado el efecto de estas variables y su incidencia sobre el precio, se puede avanzar en identificar los factores particulares que operan sobre el precio en cada región, ciudad, o barrio, en los casos en los cuales se pueda contar con datos estadísticos.

Además, relacionar a este sector con variables macroeconómicas sobre las cuales pueden obtenerse proyecciones de largo plazo por parte de los formadores de opinión del mercado facilita la elaboración de escenarios que prevean senderos de crecimiento de los precios inmobiliarios, de utilidad tanto para el sector público como para el sector privado.

La importancia del sector inmobiliario dentro de la actividad económica y su impacto en términos de asequibilidad en el acceso a la vivienda también fundamentan la importancia de los estudios del ingreso y el precio de las propiedades.

Por último, dentro de las finanzas públicas, conocer la dinámica del valor del suelo urbano facilita la anticipación de cambios en la valorización de tierras o propiedades fiscales, permitiendo una comprensión más precisa y un uso más eficiente de los recursos gubernamentales.

3. Marco teórico y revisión de la literatura

El mercado de viviendas

En esta sección se describen algunos rasgos del mercado de viviendas que ayudan a comprender su complejidad para tomarlo como unidad de análisis.

La vivienda tiene características particulares que la distinguen del resto de los bienes debido al carácter dual en su demanda. Por un lado, su demanda puede estar motivada por su servicio residencial. Por otro lado, es un bien que puede operar como inversión. Esto último ocurre porque en la mayoría de los casos, posee cualidades deseables para convertirse en una opción de ahorro debido a que funciona como reserva de valor, factor que se ve potenciado en contextos inflacionarios al operar como cobertura. En efecto, en muchos países el valor de la vivienda concentra la mayor proporción de riqueza dentro de los portafolios de los hogares.

Además de operar como cobertura, en ciertos procesos de valorización del suelo urbano los retornos esperados de una inversión en vivienda también pueden ser superiores a las expectativas de inflación o a los rendimientos de otros activos, potenciando comportamientos especulativos entre los actores de este mercado y alejando las decisiones de compra de inmuebles de su uso exclusivamente residencial. Sin embargo, si bien la inversión inmobiliaria puede ofrecer rendimientos elevados, se distingue de otros activos financieros por ser un bien de poca liquidez, por operar en un mercado con altos costos de transacción y por el elevado desembolso de dinero que implica ingresar en este mercado. La combinación de estos aspectos le resta atractivo a la vivienda frente a otros activos financieros, aunque en algunos mercados financieros muy desarrollados, la securitización de activos ha dado también un carácter más líquido al mercado inmobiliario.

Contrariamente a los mercados de competencia perfecta donde todos los bienes son homogéneos, la vivienda es un bien único. No existe una unidad que sea exactamente igual a otra desde el momento que la ubicación de la residencia tiene una gran incidencia en su precio y físicamente no pueden coincidir dos unidades en el mismo espacio. Además, el mercado inmobiliario

opera con grandes flujos de información asimétrica, en parte estimulada debido a que no es posible desagregar todos los atributos individuales que conforman su valor de mercado, de acuerdo con el enfoque hedónico. Por último, los mercados inmobiliarios se desarrollan dentro de un límite geográfico y son independientes entre sí, aunque pueden estar afectados por dinámicas comunes. La combinación de todas estas características es la esencia de la complejidad al intentar analizar la evolución de este mercado, permitiendo una multiplicidad de abordajes que pueden ser útiles o aplicables en contextos diferentes.

Resulta conveniente describir al menos en términos generales las aproximaciones teóricas y las prácticas más compartidas entre los autores que han encarado este tema, pudiendo ser útiles para comprender el rumbo de esta investigación. Cabe señalar que, aquí no se pretende profundizar ni repasar la gran cantidad de modelos de mercados de viviendas disponibles en la literatura.

Los modelos econométricos de mercados de inmuebles establecen una relación causal entre el precio y sus fundamentos que se deriva de modelos de demanda o bien, de equilibrio de oferta y demanda. En la década de 1980 proliferaron los modelos de demanda invertida, llamados de esta manera debido a que la oferta se considera fija y se derivan invirtiendo la relación causal entre precio y cantidades. Posteriormente se desarrollaron enfoques que indagaban también sobre los determinantes de la oferta en el largo plazo y, en menor medida, en el corto plazo.

Por el lado de la demanda, lo más común es incluir al ingreso como variable explicativa, la cual en la mayoría de los casos resulta ser la variable más relevante en términos económicos. Suponiendo que la vivienda es un bien “normal”, un incremento en el ingreso incentivaría la demanda de viviendas y presionaría al alza el precio. En enfoques de series de tiempo el ingreso de los consumidores puede ser aproximado por diferentes alternativas, como el salario, el PIB u otros indicadores de actividad, mientras que en estudios estáticos se puede utilizar la información de ingresos de por hogares.

La relación entre el ingreso y el precio de las viviendas ha sido ampliamente estudiada para diversas economías. El trabajo de Malpezzi (1996) ofrece una buena síntesis de trabajos probando esta causalidad realizados a principios de los 80 para Korea, Hong Kong y varias economías emergentes que utilizan datos de corte transversal o de series de tiempo y, oportunamente, realizan controles por tenencia o por ingresos. Este conjunto de investigaciones es también evidencia de una relación más elástica entre estas variables que, en parte, responde a investigaciones precedentes que sugerían una elasticidad menor.

Los factores demográficos también tienen un impacto sobre el mercado de inmuebles. Dado que el stock de viviendas es una variable relativamente fija en el corto plazo, en ocasiones los aumentos poblacionales pueden generar un shock de demanda y presionar al alza el precio. En los análisis econométricos, esta variable puede incluirse de manera separada o en relación con el ingreso, aunque en muchos casos, la falta de periodicidad de censos poblacionales limita su incorporación.

El crédito hipotecario es uno de los instrumentos que más frecuentemente se utilizan para financiar la compra de vivienda. Para los hogares, la adquisición de un inmueble implica un gran desembolso de dinero que, por lo general, supera con creces su ingreso corriente. El crédito permite redistribuir en el tiempo el pago de la vivienda y por este motivo tiene un rol fundamental en los mercados de viviendas. Una baja en la tasa de interés de los créditos hipotecarios estimula la demanda de inmuebles, implicando una relación negativa entre el precio y la tasa de interés. A su vez, el otorgamiento de créditos está estrechamente vinculado con la estabilidad macroeconómica y la inflación. En este sentido, las economías emergentes tienen cierta desventaja frente a las avanzadas debido a que son más vulnerables a shocks externos, configurando escenarios de mayor riesgo que limitan el desarrollo del crédito, en particular el hipotecario, que se extiende a plazos de entre 10 a 30 años.

En economías en las cuales el stock de crédito es menor la compra de la vivienda se financia con el ahorro personal, por lo cual, la incidencia de la tasa de interés sobre la demanda es mucho más acotada, situación que se observa

particularmente en la Argentina, donde el stock de créditos hipotecarios es muy bajo respecto a otros países de América latina.

Dentro de los determinantes de demanda que cumplen un rol más secundario para explicar la trayectoria del precio, algunos enfoques emplean la evolución de los mercados financieros, planteando una relación inversa entre sus rendimientos y el precio de las viviendas. En esta línea, un incremento en los rendimientos de los activos financieros desalienta la demanda de inmuebles como inversión y la relación entre los rendimientos de los mercados de valores y el precio de los inmuebles es negativa. La interrelación entre el mercado financiero y el mercado inmobiliario es una característica que se verifica en unos pocos países y se ha analizado con más frecuencia en los Estados Unidos, donde el fuerte desarrollo de activos financieros vinculados al otorgamiento de hipotecas que se registró desde fines de la década del 70 imprimió un aspecto especulativo sobre el mercado de viviendas, convirtiéndolo en una fuente de importantes márgenes de rentabilidad. En tanto, la demanda de viviendas como bien de inversión también puede ser inelástica respecto a los retornos de otros activos en la medida que los hogares tengan una mayor preferencia por la tenencia de la vivienda propia.

Desde el lado de la oferta en el largo plazo los costos de construcción son los factores explicativos que habitualmente resultan más significativos. La evolución de estos costos es frecuentemente estimada por un índice que sintetiza los costos de los materiales y de la mano de obra. La relación con el precio es positiva, dado que un incremento en los costos de construcción desincentiva la oferta de viviendas y presiona al alza el precio.

La oferta de viviendas también puede estar influida por el otorgamiento de nuevos permisos de construcción o cambios en la zonificación urbana. Si bien estos aspectos están circunscriptos a áreas urbanas en particular y no constituyen un aspecto macroeconómico en sí mismos, podrían ser considerados como variable de control si se dispone de datos a nivel de ciudades y se quieren identificar los factores macroeconómicos que influyen sobre los mercados de viviendas de un ámbito nacional.

Las tasas de interés tienen un efecto sobre la demanda, pero también sobre la oferta debido a que pueden mejorar las condiciones de financiamiento de las empresas constructoras, aunque a diferencia de los créditos hipotecarios que se otorgan a plazos largos de hasta 30 años, las empresas tienden a recibir financiamiento a plazos más cortos. Una baja en la tasa de interés estimula el crédito al sector privado, fomentando la construcción de inmuebles y estableciendo una relación positiva con el precio al generar un aumento de la oferta. Sin embargo, existe una complejidad adicional a la hora de incluir esta variable dentro del análisis. A pesar de que conceptualmente estos créditos tienen una naturaleza diferente, las tasas de interés de créditos de corto y largo plazo puede exhibir una evolución similar, dependiendo de la estructura crediticia de cada economía. En este marco, incluir tasas de interés en las funciones de oferta y demanda podría redundar en una sobre especificación del modelo y anular el efecto de una variable sobre la otra.

Dejando de lado los modelos de oferta y demanda, otra posibilidad es interpretar al mercado inmobiliario con el enfoque tradicional de los mercados de capitales, que sugiere que la apreciación futura de un activo financiero está determinada por la relación entre dividendos sobre precios. En el caso de los mercados de inmuebles, esta expresión se traduce como el ratio entre alquileres y precio. El argumento detrás de este enfoque es básicamente que en el largo plazo debe verificarse una relación estable entre el mercado de alquileres y el de propiedades y los desvíos deben retornar a la media, dado que el retorno actual está vinculado a las condiciones del sector en el futuro. En este sentido, un incremento de esta relación anticipa una menor tasa de crecimiento del precio de las viviendas en el futuro.

Estos determinantes son un punto de partida común para la gran mayoría de los análisis dinámicos de los mercados de viviendas. A partir de aquí, se puede avanzar en la identificación de los aspectos estructurales de oferta y demanda propios de cada caso de estudio. La literatura sobre el funcionamiento de este mercado es extensa y en ocasiones se ha recurrido a niveles de abstracción superiores para explicar fenómenos puntuales. Para entender el estado de arte actual de este tipo de metodologías, es necesario realizar una breve

descripción cronológica situando en el contexto en el cual se han desarrollado los principales aportes.

Burbujas inmobiliarias y un punto de inflexión en la literatura

Los mercados inmobiliarios siempre han tenido un lugar dentro de la literatura económica pero han llamado más la atención de los economistas en las últimas décadas del siglo XX, motivados por encontrar una explicación a procesos de subas significativas en los precios de las viviendas, en algunos casos asociadas a una oferta rígida de suelo urbano para construir a medida que las ciudades se desarrollaban, en otros, motivada por aspectos especulativos, por flujos demográficos o por factores macroeconómicos.

La literatura aborda desde diferentes enfoques, objetivos y motivaciones el estudio de las dinámicas del mercado inmobiliario. Dentro del ámbito de la economía urbana son más frecuentes los estudios estáticos, utilizando la aproximación teórica que permiten los modelos de precios hedónicos para determinar el impacto sobre los precios de las viviendas de, políticas públicas, de la estructura socioeconómica de la población o de las características físicas de las ciudades, entre otras aplicaciones. En cambio, en análisis macroeconómicos focalizados en mercados de viviendas predominan estudios de cointegración de series de tiempo.

En este apartado se propone una descripción cronológica de los principales avances en la modelización del precio de las viviendas, dentro del contexto y la discusión académica en los cuales fueron realizados y que dieron lugar al estado de arte y las prácticas actuales.

Los primeros trabajos académicos que analizaron el mercado de viviendas intentaban explicar las diferencias en los precios de las propiedades entre áreas urbanas en función de un conjunto de atributos socio espaciales. Con este objetivo se desarrollaron los primeros modelos de precios hedónicos, de los cuales el trabajo de Ridker and Henning (1967) es uno de los primeros antecedentes. En ese estudio, los autores estimaron la incidencia particular en el precio de un conjunto de atributos como la polución del aire, el vecindario, el ingreso de los hogares, las características físicas de la propiedad y la locación

y oferta de servicios públicos, entre otras. A este precedente se sumaron posteriormente los desarrollos de Rosen (1974) y Freeman (1979), que continuaron esta línea metodológica. Según Rosen, el enfoque hedónico permitiría desagregar al precio de las viviendas como la suma de sus características individuales, determinando el impacto de cada atributo e identificando de esta manera aspectos que agregan valor a cada vivienda pero que están ocultos dentro de su precio de mercado. Este conjunto de trabajos tenía un carácter estático en el cual se utilizaban datos de corte transversal.

Paralelamente, el desarrollo de los análisis dinámicos estuvo motivado por una serie de acontecimientos que configuraron un escenario en el cual se le dio más protagonismo a los mercados inmobiliarios y a su relación con los agregados macroeconómicos. A partir de los años 70 en el Reino Unido comenzaron a verificarse procesos de subas significativas de los precios de las viviendas, por encima de las variaciones del nivel de precios o de la actividad económica en general. Estos procesos que en un principio fueron relativamente aislados se repitieron en la década posterior y empezaron a afectar la dinámica del mercado, despertando comportamientos especulativos y el interés público cuando simultáneamente proliferaba el uso de términos como “boom inmobiliario”. Las fuertes subas de precios comenzaron a sembrar dudas respecto a la solidez del sector y su relación con sus fundamentos, es decir, con aquellos factores que estaban detrás traccionando estos aumentos y que justificaban los altos valores del mercado, dando lugar a potenciales “burbujas inmobiliarias”.

Ya de lleno en la década del 80 estos procesos se repitieron en varias regiones de Europa y ciudades de los Estados Unidos, al tiempo que los mercados de viviendas cobraban mayor protagonismo dentro del ambiente académico y de la opinión pública junto al aumento de mercados que registraban subas importantes y de los temores de que verificasen una caída abrupta. Todas estas tendencias se dieron en un escenario de mayor flexibilidad, relativamente generalizada en varias economías, en el otorgamiento de hipotecas a partir de la década del 80 respecto a las dos décadas previas, operando como dinamizador de cada mercado.

Motivados por contextos que preveían una fuerte corrección en los mercados, los estudios académicos intentaron establecer un vínculo entre el precio de los inmuebles y sus fundamentos. Case y Shiller realizaron varios trabajos durante esa década que contribuyeron a entender el funcionamiento de los mercados inmobiliarios y descartar la presencia de burbujas inmobiliarias a través de sus fundamentos. Estos desarrollos fueron plasmados posteriormente en su trabajo publicado en 2004 realizado para varias ciudades de los Estados Unidos, logrando identificar que aquellos incrementos en los precios podían ser explicados por aumentos en el ingreso per cápita de los consumidores en casi todos los casos analizados.

La comparación entre los precios de los inmuebles y de sus fundamentos económicos permitió aproximarse a la interpretación de este fenómeno, brindando herramientas para comprender si el mercado se encontraba en torno a un equilibrio de largo plazo o si efectivamente estaba siendo afectado por componentes especulativos que no fuesen explicados por las variables incluidas en los modelos. Como reflejo del nivel de incertidumbre del contexto para el cual se desarrolló la investigación de esos autores, se hace mención del crecimiento que tuvo a lo largo del periodo 1980-1990 la frecuencia en que aparecen términos como “boom inmobiliario” o “burbuja inmobiliaria” en medios periodísticos. Estos eventos también se daban en un marco en el cual el estudio de las burbujas se extendía a todos los mercados de activos, motivando avances técnicos en la modelización de mercados para medir sus desvíos en torno a sus fundamentos

El factor especulativo que se iba instalando dentro del sector inmobiliario sentó las bases para el debate del funcionamiento eficiente de este mercado, estrechamente ligado con el proceso de formación de expectativas de los agentes que intervienen en él. La bibliografía se encuentra dividida entre los autores que parten de un supuesto de racionalidad en los agentes económicos del mercado inmobiliario (*forward looking*) y aquellos que posteriormente, en respuesta al primer grupo, sostuvieron que se evidencia cierta miopía (*backward looking*). Otro trabajo de Case y Shiller (1988) fue uno de los primeros y más relevantes en el cual se plantea un estudio sobre la eficiencia y las expectativas. Los autores demuestran la existencia de un comportamiento

inercial en el proceso de formación de precios del sector inmobiliario al incorporar en su análisis econométrico los rezagos de los precios de los inmuebles como variable explicativa, lo que les permitió concluir que los precios observados en un momento en el tiempo estaban determinados en gran parte por su evolución pasada.

La racionalidad y la eficiencia son características del mercado de viviendas que también son abordadas en el trabajo de Capuzza y Seguin (2002) realizado para 68 ciudades de los Estados Unidos entre 1960 hasta 1990 y citado frecuentemente en la literatura. Según describen estos autores, el disparador de su trabajo había sido el argumento de Mankiw y Weil (1989) que sostenía que, si las expectativas fuesen racionales, el crecimiento en los precios de las inmuebles después de la etapa de post-guerra, traccionado por la mayor demanda de personas en edad de demandar una vivienda, hubiese sido anticipado por el mercado.

Partiendo de un enfoque de mercado de capitales Capuzza y Seguin intentan testear la relación entre los precios y el valor de los alquileres realizando un estudio de corte transversal entre municipios de los Estados Unidos. La hipótesis para evaluar sostenía que en aquellas ciudades donde se registraban valores de los alquileres elevados en relación con los precios, se observaría un crecimiento de los precios de las propiedades más moderado en los periodos siguientes respecto a aquellas ciudades donde esta relación fuese más baja. El análisis partía de un modelo de retorno esperado del mercado de viviendas, definido como:

$$E\{RT\} = \frac{\text{Alquileres}}{P} + \frac{E\{\Delta P\}}{P}$$

La expectativa de retorno total está dada por la rentabilidad de los alquileres en el periodo actual más la expectativa de apreciación de los inmuebles. De esta relación se deriva que:

$$\frac{E\{\Delta P\}}{P} = E\{RT\} - \frac{\text{Alquileres}}{P}$$

Suponiendo que el retorno esperado es constante, entre diferentes áreas metropolitanas debería verificarse que, si la rentabilidad de los alquileres es baja el mercado canalizaría recursos hacia esas regiones y presionaría el precio al alza. Los resultados de este estudio son satisfactorios y logran demostrar que el ratio de renta sobre el precio tiene influencia sobre la valorización futura de los inmuebles.

En relación con la eficiencia de este mercado, los autores analizan los residuos del modelo y encuentran diferencias en su magnitud entre cada ciudad, dando cuenta que la relación de alquileres sobre precios no es suficiente para explicar las variaciones del precio y que hay un conjunto no observado de factores que difiere entre cada ciudad.

Posteriormente incorporan estos errores al modelo y encuentran que tienen un alto valor predictivo y una correlación negativa. Esto quiere decir que, si en un periodo el valor de la vivienda que debía predecir el modelo se situó muy por debajo del observado, en el periodo siguiente debería esperarse una valoración menor del precio de los inmuebles respecto a aquellas ciudades donde el error de estimación fue menor. La explicación de este fenómeno es atribuida por estos autores a elevados costos de transacción que inflan el precio de los inmuebles por encima de su precio de equilibrio y que condiciona una menor apreciación en el futuro, factor que es tomado como evidencia de un mercado ineficiente. Adicionalmente, también incorporan a la regresión de cada ciudad al rezago de los ingresos sobre la apreciación y encuentran señales de un comportamiento “eufórico”, dado que el rezago del ingreso explica gran parte de la sobre estimación de las tasas de apreciación de inmuebles.

Algunas conclusiones de este trabajo son reafirmadas por la investigación de Gallin (2004), en la cual también se corrobora el poder predictivo de los alquileres sobre el precio, aunque sin hacer referencia a los supuestos que rigen detrás del funcionamiento del mercado.

Stevenson (2008, p. 3) relaciona la racionalidad de los agentes con la preferencia por la vivienda propia. En su análisis de la trayectoria de los precios de los inmuebles en Irlanda durante el período 1993-2003 señala que en 1991 aproximadamente el 80% de los hogares irlandeses era ocupado por sus

dueños, tasa que se mantuvo estable hasta 2003, sosteniéndose como una de las más altas de Europa. Esta tendencia se dio en un proceso de fuerte valorización de los inmuebles durante el cual los ocupantes de su propia residencia podrían haber tenido incentivos para vender su hogar y desplazarse. Este comportamiento, insensible ante las variaciones del precio, probablemente haya estado vinculado a aspectos culturales y a la incertidumbre sobre la evolución del mercado en el mediano plazo. El hecho es interpretado como una señal de irracionalidad porque, contrariamente a lo observado en este caso, en otros contextos la valorización de la vivienda propia ha desembocado en dinámicas de gentrificación, generando un desplazamiento de los hogares y modificando la estructura residencial de las ciudades. El punto de Stevenson es que no alcanza con analizar al mercado inmobiliario solamente bajo la óptica de la racionalidad económica, como si la vivienda fuese comparable a cualquier otro activo financiero, sino que también existen factores culturales e idiosincráticos arraigados en cada sociedad que condicionan la evolución del mercado.

Es oportuno destacar otras conclusiones derivadas de este trabajo sobre Irlanda que están más en línea con el enfoque utilizado en mi trabajo para CABA. Al igual que en los casos estudiados por Case y Shiller para los Estados Unidos, el contexto en el cual se observó aquel incremento de los precios también estuvo envuelto por comentarios de analistas especializados que sugerían el crecimiento y eventual estallido de una burbuja especulativa⁴. En aquella oportunidad, el precio promedio de las residencias de Irlanda registró un aumento de 307% en el período 1994-2003, con subas importantes y difundidas entre sus regiones. Los precios en Dublín registraron un aumento de 361% en esos 9 años, mientras que en Limerick, el mercado que tuvo las menores subas, se incrementaron en 272% (Stevenson, 2008, p. 2). Las perspectivas de una reversión de los precios atentaban contra uno de los sectores más dinámicos de esa economía, por ello, una abrupta caída a niveles percibidos como “más razonables” hubiese tenido un gran impacto en la economía irlandesa.

⁴ En mayo de 2003, *The Economist* argumentaba que dado el incremento del ratio entre precios e ingreso, se esperaba una corrección del 20% en los precios en los próximos 4 años (Stevenson, 2008).

A pesar de las altas expectativas de una caída de los precios, el autor encuentra varios indicios que justifican su crecimiento. Teniendo en cuenta que la existencia de shocks de demanda asociados a incrementos demográficos, de ingreso o de empleo pueden influir notablemente en este mercado y que la persistencia de elevados costos de transacción e iliquidez imprimen rigidez a la baja sobre los precios, corresponde situar la evolución del mercado de viviendas dentro del contexto económico y demográfico de aquel país, matizando la suba promedio de 307% entre 1990 y 2003 que tuvieron los inmuebles con el incremento de 137% del PIB (Stevenson, 2008, p. 6)..

La incorporación de Irlanda a la Unión Europea también tuvo un rol importante al sostener las tasas de interés en niveles bajos, en ocasiones negativas en términos reales, impactando directamente en los costos de financiamiento de los consumidores. Otro factor que contribuyó a la mayor demanda de viviendas fue el crecimiento demográfico. Entre 1980 y 1990, Irlanda tuvo una inmigración neta de 172.016 personas, en parte explicada por su deterioro macroeconómico. Este resultado se revirtió en la década siguiente y el país exhibió un crecimiento demográfico neto, con una suba significativa en la población entre 25 y 44 años y consecuentemente, en la cohorte que potencialmente puede demandar una vivienda (Stevenson, 2008, p. 6)..

La combinación de estos factores ayuda a entender la evolución del precio y permiten desestimar parcialmente la existencia de una burbuja. Los resultados del análisis empírico de aquel estudio sugieren que, con excepción de breves periodos de la década del 90, la evolución de los precios estuvo en línea con los fundamentos, explicada por el crecimiento del ingreso, de la población, la caída del stock per cápita de viviendas y las bajas tasas de interés. Kenny (1998) identifica causas muy similares en el estudio del mercado de Irlanda, aunque utiliza un tratamiento econométrico diferente derivado de un modelo de demanda invertida. Además, incorpora al análisis la existencia de endogeneidad entre el ingreso y la valorización de los inmuebles, estableciendo que la riqueza de los hogares es parcialmente explicada por la apreciación de los inmuebles.

Los métodos propuestos por estos autores permiten vincular al precio con sus fundamentos, pero el proceso de identificación de una burbuja inmobiliaria es

una tarea más compleja debido a que, si el mercado inmobiliario es ineficiente y en ocasiones sus participantes son irracionales, entonces ¿cómo es posible saber cuándo se está en presencia de una burbuja? Si hay irracionalidad, entonces siempre puede haber una burbuja, entendida como algo fuera de sus fundamentos. Basta para definir a la irracionalidad de un mercado como todo aquel comportamiento que no puede ser explicado con las herramientas disponibles, bajo el paradigma de lo que se entiende que es un mercado eficiente y racional. De todas formas, analizar un caso desde el filtro de un modelo clásico de mercado de viviendas ya es un gran paso para empezar a comprender ese fenómeno y distinguir sus particularidades. En este marco, el supuesto de racionalidad e irracionalidad sólo es parte de las bases para la construcción de un modelo teórico.

Los modelos que explican la evolución del precio a partir de enfoques de mercados de activos incorporan, en mayor o menor grado, el supuesto de expectativas racionales. Poterba (1984 y 1991) en el contexto del boom de la construcción de 1970 en los Estados Unidos, demuestra que el crecimiento del stock de viviendas ocupadas por sus dueños estuvo impulsado por el abaratamiento en el “costo de uso” de ser propietario en contextos inflacionarios. La función de costo de uso está dada por:

$$C = P_H * (\delta + (1 - \tau) * (i + u)) - \frac{P(e)_H}{P_H}$$

Donde:

t: tasa de impuestos

i: tasa de interés

u: alícuota del impuesto inmobiliario

$\frac{P(e)_H}{P_H}$ = tasa de apreciación esperada del mercado de viviendas

δ = tasa de depreciación y costos de mantención de la vivienda

El costo de uso al que se enfrenta el propietario es una fracción del valor actual de la propiedad multiplicado por un conjunto de factores. La tasa de interés opera como un costo de oportunidad, incrementando el costo de uso de la

vivienda al renunciar a la posibilidad de invertir ese dinero en otro bien de capital. El argumento de este autor indica aquel proceso inflacionario estimuló la tenencia de viviendas debido a que, mientras todas las tasas de interés de la economía subían para no quedar rezagadas por la inflación, la estructura impositiva vigente en aquel contexto permitía deducir del ingreso los pagos de intereses de hipotecas. Así, la inflación impactó sobre el proceso de formación de expectativas, incrementando la apreciación esperada del mercado de viviendas y reduciendo el costo de uso, situación que estuvo vinculada al desacople entre la estructura de tasas de interés y la inflación.

Derivando la función de costo de uso se observa que en un mercado eficiente el costo marginal de obtener una unidad más de servicios de vivienda es igual a sus expectativas de apreciación. Los trabajos de este autor son en parte, una respuesta a las otras interpretaciones de los mercados inmobiliarios que fueron desarrollándose a partir de 1980, desestimando la preponderancia del ingreso y de los aspectos demográficos como determinantes principales del precio. En este caso, Poterba logra explicar una arista más que traccionó el mercado de inmuebles complementando, más que rebatiendo, las conclusiones de otros autores y partiendo desde una construcción teórica diferente.

En un trabajo posterior Díaz y Luengo Prado (2011) utilizan la aproximación de costos de uso para explicar el incremento en la tasa de propietarios en los Estados Unidos entre 1998 hasta 2007, en un contexto de nuevas subas de precios de las viviendas. Por sí sólo, en un escenario en el cual las propiedades se encarecen cada vez más frente al resto de los bienes y frente a los alquileres, el incremento en la preferencia por la vivienda propia parece un fenómeno contraintuitivo. Sin embargo, estos autores valiéndose de la función de costos de uso y observando el cambio en la estructura de tasas de interés de la economía logran fundamentar aquella evolución.

Muellbauer y Murphy (1997) parten de un supuesto híbrido, con expectativas semi racionales en el cual hay un componente autorregresivo que incorpora la información pasada. Estos autores intentan explicar el efecto de la mayor flexibilidad del otorgamiento de hipotecas que se verificó desde 1980. Su modelo encuentra evidencia en el largo plazo de acuerdo con enfoque tradicional, de una relación causal entre el ingreso, la población y las tasas de

interés. Además, incorporan un control por edad de los consumidores para identificar la cohorte etaria que más influye sobre el precio. El aporte más relevante de los trabajos de estos autores es incluir dentro de la función de ingreso las ganancias de capital generadas por la apreciación de la vivienda. Esta última modificación permitió mejorar el ajuste de los modelos de consumo del Reino Unido que, hasta ese momento tendían a subestimar los resultados porque no contemplaban el shock de ingreso, producido por la apreciación en las rentas de capital de aquellos hogares que eran propietarios de su vivienda, en el contexto de la valorización inmobiliaria producida por la flexibilización de créditos. Esta idea fue posteriormente tomada por Kenny para el ya mencionado análisis de Irlanda.

Herramientas más modernas como los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos no lineales han permitido identificar la presencia de costos de transacción y rigidez a la baja y darles cierto orden de magnitud. Katrakidilis y Trachanas (2012) utilizan esta herramienta en su estudio sobre el mercado griego, sugiriendo la presencia de una asimetría en el efecto de los fundamentos sobre el precio. Allí, se plantea un modelo en el cual el precio es explicado por la inflación y la producción industrial, utilizada como variable proxy del ingreso. Los resultados muestran que el precio de los inmuebles responde más rápido y en mayor proporción ante variaciones positivas en las variables explicativas, mientras que ocurre lo contrario frente a las variaciones negativas. Ghodsi (2017) realiza un trabajo similar sobre 15 estados de los Estados Unidos y obtiene un mejor ajuste con un modelo no lineal que con uno lineal, concluyendo también que el ingreso tiene un efecto asimétrico.

Los siguientes trabajos son mencionados debido a que incorporan como variable explicativa al tipo de cambio, considerándose de revisión obligatoria previa para encarar un estudio sobre Argentina donde es una variable determinante en su evolución macroeconómica.

Abelson *et al* (2005), intentan explicar los cambios en los precios del mercado de viviendas de Australia para el periodo 1970-2003. Su modelo econométrico parte de una función de demanda invertida y toma como variables explicativas el ingreso real de los hogares, el tipo de cambio ponderado por sus principales socios comerciales, el índice de precios al consumidor, la tasa de desempleo,

el stock de viviendas per capita y el índice de valores de Australia. La inclusión del índice de precios al consumidor intenta capturar futuras ganancias de capital para los propietarios de viviendas ante un aumento generalizado de los precios, reduciendo los costos de uso de acuerdo con el aporte ya mencionado de Poterba (1991). El tipo de cambio ponderado por socios comerciales se incluye dado que Australia es una economía abierta y se argumenta que un tipo de cambio bajo podría incentivar a los no residentes a comprar viviendas en ese país. Sus resultados no apoyan esta hipótesis debido a que en su modelo de largo plazo el tipo de cambio y el índice de valores del mercado de activos no resultan significativos, aunque se encuentra evidencia de cointegración para las demás variables. Es conveniente notar que los autores al elaborar esta hipótesis suponían una elevada movilidad de capitales dentro del sector inmobiliario, situación que no suele ser la más frecuente pero que en ese trabajo se interpretaba que podría ser significativa.

Bahmani y Oskooee (2018) tomando una muestra de 18 países miembros de la OECD para el periodo 1994-2016 estudian la endogeneidad entre el precio de viviendas y el tipo de cambio. Según los autores, pueden verificarse dos relaciones causales. En primer lugar, un shock depreciatorio impactaría sobre los precios internos de la economía, afectando en primera instancia y con mayor magnitud a los bienes importados o a los más transables. Dependiendo de la magnitud del componente importado de los costos de construcción, este escenario podría impulsar al alza los costos de los materiales y en segundo orden, al precio de los inmuebles. La incidencia de este canal de transmisión está estrechamente vinculada con la estructura industrial del sector productor de materiales de la construcción y de su dependencia con el extranjero, aspectos que suelen ser muy variables entre cada economía.

En tanto, la relación causal también está planteada en el sentido inverso dado que, un incremento en los precios de viviendas tiene un potencial efecto riqueza sobre los hogares que son propietarios generando un shock de consumo que, dependiendo de la incidencia de bienes importados de esa economía, presionaría al alza al tipo de cambio. De la muestra utilizada en esta investigación en una mitad se evidenció un sentido de esta relación causal, mientras que se verificó el sentido opuesto en la otra. Este ejemplo es

ilustrativo en cuanto a la necesidad de entender correctamente al caso de estudio para poder aislar las cuestiones estructurales que operan sobre el precio.

Por último, desde una perspectiva más técnica la crítica de Gallin (2003) es frecuentemente mencionada en la bibliografía, poniendo en duda los resultados de trabajos precedentes que establecen una relación de largo plazo entre el ingreso y el precio de los inmuebles, argumentando la baja robustez de los tests de cointegración de series de tiempo utilizados en muestras pequeñas. En su análisis empírico, este autor utiliza datos de panel para una muestra de 23 años en 95 áreas metropolitanas y sostiene que no encuentra evidencia que pueda afirmar la existencia de cointegración.

Estas investigaciones fueron citadas para comprender el marco teórico actual en el estudio de series de tiempo, motivados en muchos casos por las tendencias que se empezaron a observar en los 80 en los precios de las viviendas que dieron lugar a la discusión en torno a el rol especulativo y la existencia de burbujas inmobiliarias, relacionados con las expectativas. Estos factores también están estrechamente asociados al debate sobre el funcionamiento del mercado y la existencia de costos de transacción e información asimétrica. El desarrollo de la discusión académica iniciada en aquel periodo ofreció diversas herramientas para analizar el mercado inmobiliario y sus determinantes, explicados en la sección anterior.

Estudios en Latinoamérica

Para comprender el mercado inmobiliario argentino puede ser útil mencionar algunos estudios realizados para países de Latinoamérica que comparten algunas similitudes en cuanto a sus características macroeconómicas y dinámicas urbanas.

El trabajo de Silva y Vio (2015) sobre los precios en Chile plantea un modelo de equilibrio donde la demanda es traccionada por el ingreso disponible y la tasa de interés de largo plazo, mientras que el costo de edificación determina la oferta. El componente cíclico de la demanda que es capturado por la actividad económica es representado por el ingreso per cápita, midiendo

simultáneamente el crecimiento poblacional y el incremento del ingreso. En el caso de este trabajo, el análisis se realiza para una muestra compuesta por casas y otra por departamentos y se estiman un modelo de largo plazo y uno de corrección de errores. Los resultados señalan que existe una relación de largo plazo entre las variables y que todas tienen un impacto económico mayor para el caso de las casas. En esta línea, los autores explican que los costos de construcción podrían ser menos determinantes en los departamentos porque su curva de oferta es más inelástica que la de las casas debido a que, ante un shock inesperado en los costos, interrumpir una obra de mayor magnitud tendría más dificultades.

Los resultados del modelo de corto plazo muestran que existe una relación contemporánea entre la tasa de interés, el ingreso y los costos de construcción, los cuales no son incluidos en los modelos de corrección de errores debido a que se supone que en el corto plazo la oferta es fija. El ingreso y la tasa de interés tienen el efecto esperado sobre los precios de los inmuebles, mientras que los costos de construcción tienen un signo negativo. En este trabajo, si bien se encuentra evidencia estadística de que existe una relación negativa de corto plazo entre los precios de las viviendas y los costos de construcción, el signo de la relación causal opuesto a lo esperado es atribuido por los autores a que los planes de construcción son realizados con meses de anticipación, por lo cual, los costos actuales son menos importantes en la determinación del precio. Por último, en la perspectiva de corto plazo en este estudio también se incluyeron la tasa de rendimiento bursátil y el exceso de stock de crédito hipotecario respecto a su equilibrio de largo plazo, aunque ambas variables no fueron significativas.

Orrego (2015) estudia la existencia de un “desalineamiento” en los precios de Lima respecto a su tendencia de largo plazo y respecto a sus fundamentos durante 2000 a 2010, en un contexto en el cual el dinamismo del sector inmobiliario despertó cierta preocupación entre los analistas especializados. Como primer enfoque, se estudia el desvío del precio respecto a su tendencia calculada con el filtro Hodrick-Prescott y se concluye que, si bien hubo breves periodos en los cuales se observó un desvío mayor a 1%, el precio retorna debajo de ese límite en el corto plazo. El segundo enfoque es un método

multivariado con series de tiempo, similar al utilizado por muchos de los académicos citados en esta reseña bibliográfica. Utilizando diversas especificaciones para su modelo de corto plazo, además de encontrar una relación significativa entre el precio y el PIB, también sugiere una relación positiva con el índice HER —un indicador que mide la libertad económica—, el financiamiento externo y el tipo de cambio real. En tanto, el efecto de los coeficientes de los términos del intercambio, el mercado bursátil y los costos de la construcción no son claros en estos modelos. Finalmente, se desestima que haya un efecto del crecimiento demográfico sobre el precio.

Para Argentina, Coremberg (2000) estudió el periodo 1980-1998, dividido en dos etapas. La primera desde 1980 hasta 1991, un periodo con elevadas tasas de inflación hasta el estallido de una hiper inflación y la segunda, desde 1991 hasta 1998, el periodo de la convertibilidad, en el cual la construcción se destacó en relación con los demás sectores —sobre todo en CABA—, favorecida por ingresos de capitales extranjeros, mayor otorgamiento de créditos y baja inflación. El autor advierte como el cambio de un contexto a otro podría haber impactado en la demanda de inmuebles como cobertura frente a la inflación. También destaca que el recurso del ahorro propio continuó siendo la principal fuente de financiamiento de la compra de inmuebles, a pesar de la mejora en las condiciones de acceso al crédito. En efecto, la participación del crédito hipotecario como instrumento de financiamiento de la vivienda se ubicó en torno a 21% del total de los créditos otorgados al sector privado no financiero, en tanto que solo el 13% eran destinados exclusivamente a financiar la compra de una vivienda nueva (Coremberg, 2000, p. 91).

El autor propone un modelo de largo plazo planteando como variables explicativas a la tasa de interés pasiva, el índice de la bolsa de valores y el costo de la construcción, encontrando una relación de cointegración entre las variables. En tanto, en una perspectiva de corto plazo, encuentra una relación directa entre el precio y los permisos de edificación, el costo de construcción, el ingreso y el volumen de crédito hipotecario. También expone evidencia de la incidencia negativa de la tasa de interés pasiva y el índice Merval sobre el precio.

La contribución del trabajo de Coremberg es un precedente que permite comprender la dinámica del mercado de viviendas de CABA en un marco muy diferente al actual, caracterizado por un mercado financiero mucho más acotado respecto aquel periodo y con condiciones macroeconómicas diferentes. En las secciones siguientes cuando se analice el mercado de CABA entre 2006 y 2021, las hipótesis de este autor contrastaran con las propuestas en este trabajo.

4. El mercado de viviendas en CABA. Periodo 2006 – 2021

Datos y series de tiempo utilizados

Los datos citados en este trabajo, la descripción del mercado de inmuebles de CABA y los modelos econométricos estimados en el período comprendido entre el IV-06 y IV-21, utilizan las siguientes fuentes, salvo se indique lo contrario.

Precio del M2 en CABA. La evolución de los precios de los inmuebles es capturada por medio de un índice elaborado a partir de datos de la Dirección General de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires. Este índice es el promedio simple de los precios promedio publicados para los barrios Almagro, Balvanera, Belgrano, Caballito, Flores, Palermo, Recoleta, Villa Crespo y Villa Urquiza, para departamentos usados y a estrenar de 2 y 3 ambientes. Respecto a este indicador, cabe destacar que, en años anteriores, el abordaje de este tipo de estudios estaba imposibilitado por la falta de series de datos representativas sobre la evolución del sector inmobiliario <https://www.estadisticaciudad.gob.ar/eyc/?cat=267>.

Salarios. Se utiliza la serie de salarios nominales en pesos provista por el Ministerio de Trabajo Empleo y Seguridad Social.

https://www.trabajo.gob.ar/downloads/estadisticas/trabajoregistrado/trabajoregistrado_2203_estadisticas.xlsx.

PIB. PIB en pesos a precios corrientes del sistema de cuentas nacionales del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

<https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel3-Tema-3-9>.

Materiales de la construcción. Serie histórica en pesos provista por el INDEC, con base 1993=100, hasta octubre de 2015. De ahí en adelante se empalma la serie con los datos de la publicación actual de los materiales de construcción provista por el INDEC. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-5-33>.

Costo de la mano de obra de la construcción. Serie histórica en pesos provista por el INDEC con base 1993=100 hasta octubre de 2015. De ahí en adelante se empalma la serie con los datos de la publicación actual de los materiales de construcción provista por el INDEC. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-5-33>.

IPC. Se construye una serie histórica a partir de datos del IPC de San Luis y de la Ciudad de Buenos Aires, brindados por el Instituto de Estadísticas de San Luis y la Dirección General de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires, hasta diciembre de 2016. A partir de allí se realiza un empalme con la serie de IPC de cobertura nacional provista por el INDEC. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-5-31>.

Tiempo medio de publicación de departamentos en venta, medido en días. Se utiliza la serie publicada por la Dirección General de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires.

<https://www.estadisticaciudad.gob.ar/eyc/?cat=267>.

Volumen de escrituras de compra y venta de inmuebles. Se utiliza la serie publicada por la Dirección General de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires. <https://www.estadisticaciudad.gob.ar/eyc/?cat=266>.

Tipo de cambio nominal oficial. Se usa la serie publicada por el BCRA correspondiente al comunicado A3500.

http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Tipos_de_cambios.asp.

Tipo de cambio nominal contado con liquidación. Se toma la evolución de esta cotización para aproximar la trayectoria del tipo de cambio informal,

también llamado en este trabajo como “blue”, “paralelo” o “alternativo”. La serie es publicada por la consultora financiera Rava Bursatil y está disponible en su sitio web <https://www.rava.com/perfil/DOLAR%20CCL>.

Para la transformación de las variables en pesos a dólares (Salarios, PIB y Costos de la construcción), se utiliza un promedio móvil de 24 meses de las cotizaciones del tipo de cambio oficial o alternativo, según corresponda.

Pregunta de investigación e hipótesis del caso de estudio

El objetivo de este trabajo es mostrar que el precio de los inmuebles en CABA durante el periodo 2006 a 2021 puede ser explicado en gran parte por sus fundamentos macroeconómicos y que la elección de la cotización de tipo de cambio que hay que considerar para transformar las variables en pesos es de gran importancia. Este análisis se realiza en un periodo donde persistieron elevadas tasas de inflación y se verificaron reiterados shocks cambiarios, factores que distorsionan la estructura de precios relativos de una economía y dificultan el análisis econométrico.

Concretamente, **se busca responder si los precios de las viviendas son sensibles a sus principales determinantes y si estos ayudan a comprender su evolución.** Para simplificar el enfoque de este estudio se plantea como hipótesis principal que, **los determinantes del precio de los inmuebles deben ser medidos en dólares por medio de las cotizaciones paralelas y no por el tipo de cambio oficial.** Este trabajo se propone en este sentido debido a las características del mercado inmobiliario de Argentina, en el cual los precios de los inmuebles están nominados históricamente en dólares para operar como cobertura frente a la inflación, presentando una evolución menos volátil respecto a las demás variables económicas expresadas en dólares por medio del tipo de cambio nominal. El análisis econométrico se vuelve complejo debido a las presiones sobre el tipo de cambio que eventualmente pueden generar una abrupta corrección de esta cotización o bien, propiciar restricciones al acceso a la compra de divisas.

En los periodos en los cuales se adoptaron estas restricciones principalmente con el objetivo de mitigar la escasez de reservas internacionales, las

cotizaciones alternativas del tipo de cambio se despegaron de la cotización oficial hasta ubicarse muy por encima de ella, capturando las expectativas de los demandantes de dólares de una devaluación futura.

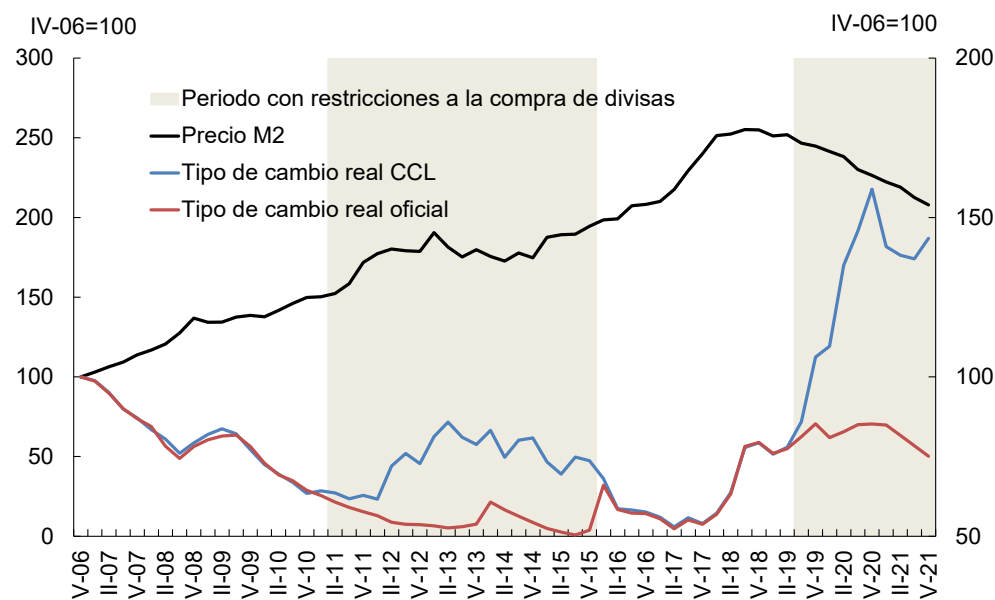
A lo largo del tiempo las cotizaciones paralelas en periodos de cepo tienen una trayectoria más volátil, explicada por la interacción de la oferta y la demanda del mercado informal, mientras que la cotización oficial permanece más estable debido a que a ese mercado prácticamente no se puede acceder con fines de ahorro o consumo. A medida que la brecha entre ambas cotizaciones se agranda se acumula presión sobre el tipo de cambio oficial que se disipa ocurre un nuevo salto cambiario. De esta manera, si bien es probable que exista un componente irracional o eufórico por parte del público en este proceso, en un marco de gran incertidumbre y expectativas desancladas un incremento en las cotizaciones alternativas ejerce presión sobre la cotización oficial y puede anticipar una fuerte corrección en el futuro.

Estas mayores expectativas de devaluación no sólo se ven reflejadas en las cotizaciones paralelas, sino que se expanden a el funcionamiento de toda la economía (con efectos más o menos distorsivos según cada sector). El caso de los inmuebles se trata de uno muy particular dado que son bienes perfectamente no transables, sin embargo, nominados en dólares. Partiendo de este contexto, la hipótesis de este trabajo implica que el precio de los inmuebles se adelanta implícitamente a un salto futuro del tipo de cambio oficial. Para entender conceptualmente esta dinámica, se propone analizar la relación entre el precio de los inmuebles con el tipo de cambio real.

El tipo de cambio real es la relación entre el tipo de cambio nominal y la inflación, descontando también el efecto de la inflación internacional. Es también un indicador que mide la relación de precios externos e internos de una economía, o dicho de otra manera, los precios no transables sobre los precios transables. Los bienes transables son aquellos que se pueden comerciar con el exterior, mientras que ocurre lo opuesto con los no transables. Dentro del conjunto de los no transables se destacan los precios de los servicios (aquellos que no se pueden ofrecer remotamente) y los inmuebles.

Ante un incremento del tipo de cambio nominal se encarecen relativamente los precios externos en relación con los internos, por lo cual, todos los precios transables se vuelven inmediatamente más caros que los no transables y se produce al menos en el corto plazo una depreciación en términos reales. Suponiendo que los agentes económicos maximizan su consumo con una canasta compuesta por transables y no transables, una depreciación en términos reales genera un desequilibrio al encarecer los bienes transables. La suba de los precios de los transables reduce el ingreso disponible y para alcanzar un nuevo equilibrio, se deben reducir las cantidades consumidas de bienes transables en relación con los no transables, que equivale a decir que con los nuevos salarios en dólares (o inmuebles), tras la depreciación, pueden adquirirse menos bienes importados. Esta explicación permite comprender porque en los periodos que se observó una suba del precio de los inmuebles, también se evidenció una caída del tipo de cambio real (una apreciación en términos reales) indicando que los bienes no transables se estaban encareciendo frente al otro grupo (ver Gráfico 1).

Gráfico 1 | Precio en dólares del M2 y tipo de cambio real



Fuente: Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires, Ministerio de trabajo, Oficina de Estadísticas de San Luis, INDEC y BCRA.

Si utilizamos el tipo de cambio oficial para calcular el tipo de cambio real, esta relación “espejada” se rompe durante los periodos de restricciones a la compra de divisas (2011-2015 y 2019 hasta 2021), dado que el tipo de cambio real se

mantiene relativamente apreciado, pero el precio de los inmuebles interrumpe la tendencia que tenía en años previos o incluso, en la última etapa, comienza a decrecer.

En cambio, utilizando el tipo de cambio real calculado con la cotización paralela, en los periodos de cepo cambiario (2011-2015 y 2019 hasta la actualidad) se verifica ahora una depreciación en términos reales que, comparada con la evolución del precio de los inmuebles, es más consistente con este análisis. Entre 2011 y 2015, el tipo de cambio real ahora exhibe una depreciación, mientras el precio de los inmuebles interrumpe su trayectoria alcista. Entre 2019 a 2021 la depreciación en términos reales es mucho mayor, mientras que el precio de los inmuebles comienza a decrecer⁵.

Es importante destacar que el precio del metro cuadrado puede tener cierta resistencia a la baja como es común en este mercado dados sus elevados costos de transacción e iliquidez. Además, la serie de precios utilizada tiene incorporado un efecto distorsivo debido a que se refiere a departamentos publicados para la venta, por lo cual no reflejan la evolución del precio para el cual la venta se concreta efectivamente, sino la evolución de los precios publicados. Es probable que los oferentes sean más optimistas al publicar sus propiedades en un mercado bajista y tansen los inmuebles a un precio más elevado respecto al finalmente concretado.

El enfoque de bienes transables y no transables permite comprender porque la transformación en dólares por medio del tipo de cambio paralelo de las variables fundamentales que determinan el precio de las viviendas es relevante debido a que, sin considerar este aspecto, resultaría mucho más complicado relacionar el ingreso o el costo de construcción con el precio de las viviendas.

Como se observó, los periodos de cepo cambiario coinciden con una interrupción de la tendencia alcista del precio, por lo cual, queda abierto el interrogante respecto a si la imposición de restricciones a la compra de divisas tiene un efecto en sí mismo sobre el mercado de inmuebles. El canal de

⁵ Para probar la relación en niveles entre el tipo de cambio real calculado con el tipo de cambio alternativo y el precio de las viviendas se realizó un análisis de cointegración utilizando la metodología ARDL (Cuadro Anexo 1). Los resultados evidencian una relación entre estas variables sólo con el tipo de cambio real calculado con la cotización alternativa.

transmisión por el cual operaría este efecto sería un incremento en los costos de transacción ante la imposibilidad de conseguir divisas, afectando directamente a la capacidad de financiamiento de este mercado y presionando a la baja a la demanda. Este trabajo no se propone refutar este argumento, de hecho, se asume la idea generalizada que toda intervención en un mercado tiene algún tipo de efecto negativo en términos de eficiencia. La intención de este apartado consiste en brindar un marco teórico más sólido que permita explicar porque el precio interrumpió su trayectoria alcista. No obstante, indudablemente hay un costo de transacción superior al momento de la imposición de un cepo dado que oferentes y demandantes deben ajustarse a las nuevas reglas del mercado.

Con el caso de estudio planteado de esta manera, contrastar la hipótesis permitirá contestar la pregunta de investigación. Para ello, se propone comparar los resultados de los modelos econométricos utilizando las mismas variables explicativas como si fuesen dos conjuntos diferentes, uno expresado al tipo de cambio oficial y el otro al tipo de cambio alternativo. Si los resultados obtenidos para las mismas variables son más robustos al tipo de cambio alternativo que al oficial, la hipótesis resultará corroborada y a partir de allí, se podrá determinar el impacto de las variables exógenas sobre el precio de los inmuebles.

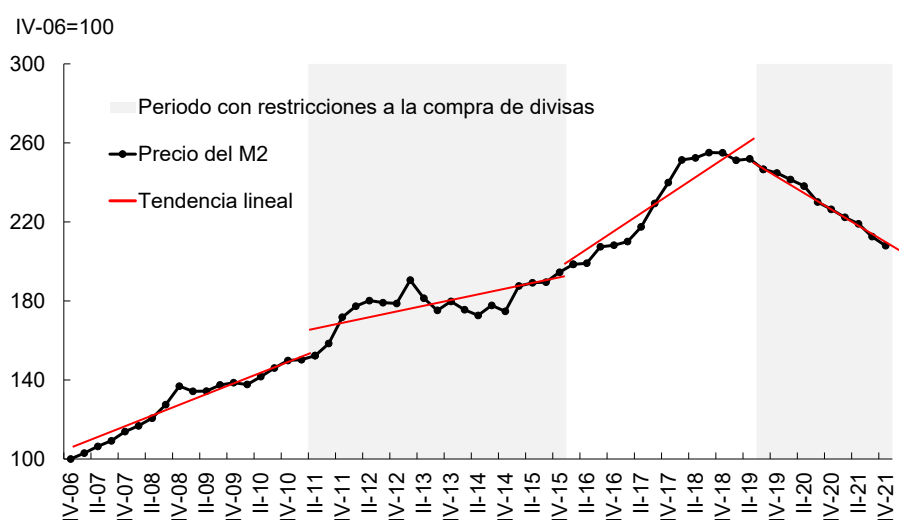
Para poder explicar el desfase que existe entre el precio y sus fundamentos al tipo de cambio oficial, en esta sección se vinculó al precio de los inmuebles con el tipo de cambio real desde un enfoque de bienes transables y no transables. En un análisis de regresión, incluir esta variable daría resultados próximos a los que se obtendrían incluyendo al PIB o a los salarios, aunque conceptualmente no resultaría adecuado dado que en este trabajo se plantea un modelo de oferta y demanda del sector inmobiliario, mientras que el tipo de cambio real podría utilizarse como determinante del ingreso y no del precio de los inmuebles.

Análisis del precio y de los indicadores de demanda

Con el objetivo de identificar los factores que han sido determinantes en el mercado de viviendas de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, primero es necesario realizar una descripción de sus principales indicadores.

El periodo que se va a analizar comienza en el cuarto trimestre de 2006 y finaliza en el último trimestre de 2021. Como se describió anteriormente, se observa que el precio de los inmuebles en CABA crece hasta I-12, a partir de allí permanece relativamente estable, hasta retomar un nuevo sendero alcista desde IV-15. En III-18 alcanza su máximo y en mediados de 2019 comienza a decrecer, ubicándose en 2021 en niveles en torno a los de 2016.

Gráfico 2 | Precio en dólares del M2 en CABA



Nota: precio promedio de departamentos de 2 y 3 ambientes, usados y a estrenar. El precio es el cociente entre el valor ofertado en USD y la superficie cubierta.

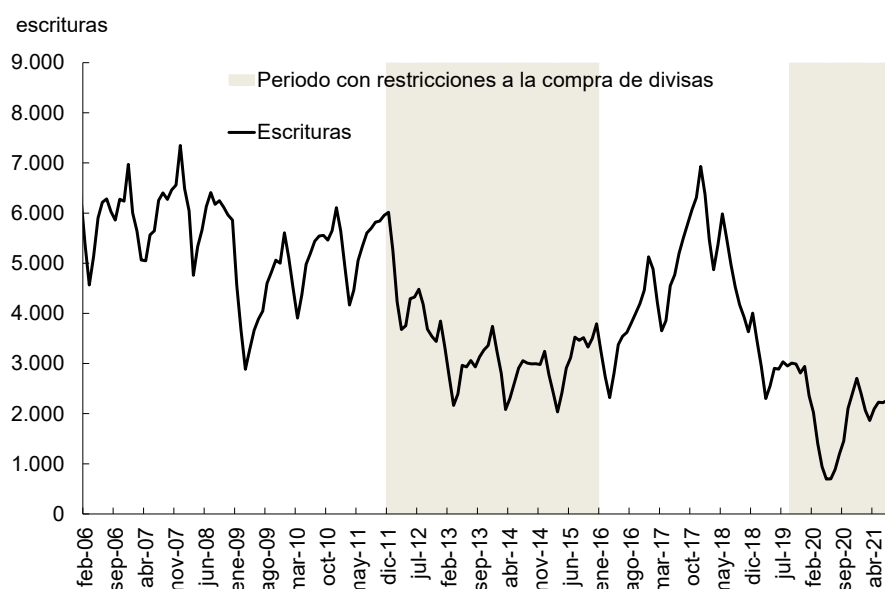
Fuente: elaboración propia en base a Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires

A su vez, se verificaron dos periodos con restricciones al acceso a la compra de divisas, el primero desde mediados de 2011 hasta 2015 y el segundo desde septiembre de 2019 hasta la actualidad. En estos casos, la demanda reprimida de dólares se volcó directamente a los mercados paralelos de moneda extranjera, generando un incremento de la cotización del dólar informal (blue) y de las cotizaciones implícitas en operaciones de compra y venta de activos financieros, Contado con liquidación (CCL) y MEP o también llamado, dólar bolsa. Como resultado se configuró un escenario complejo para el mercado

inmobiliario. Se observa que en los periodos de cepo cambiario la tendencia del precio del metro cuadrado, o bien tiene una pendiente inferior, o bien es decreciente (ver Gráfico 2).

En estos periodos en particular, los consumidores de inmuebles tienen dificultades para acceder a los dólares necesarios para pagar las viviendas por medio del mercado formal, en tanto que acceder al mercado informal supone una cotización más elevada, con excepción de algunos programas de créditos en dólares que impactan sobre un grupo acotado de beneficiarios. En la práctica el mercado de viviendas en pesos comienza a operar a una cotización que oscila entre la formal y la informal⁶, equivalente a un encarecimiento en pesos de las viviendas.

Gráfico 3 | Escrituras de compra y venta de inmuebles



Fuente: Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires.

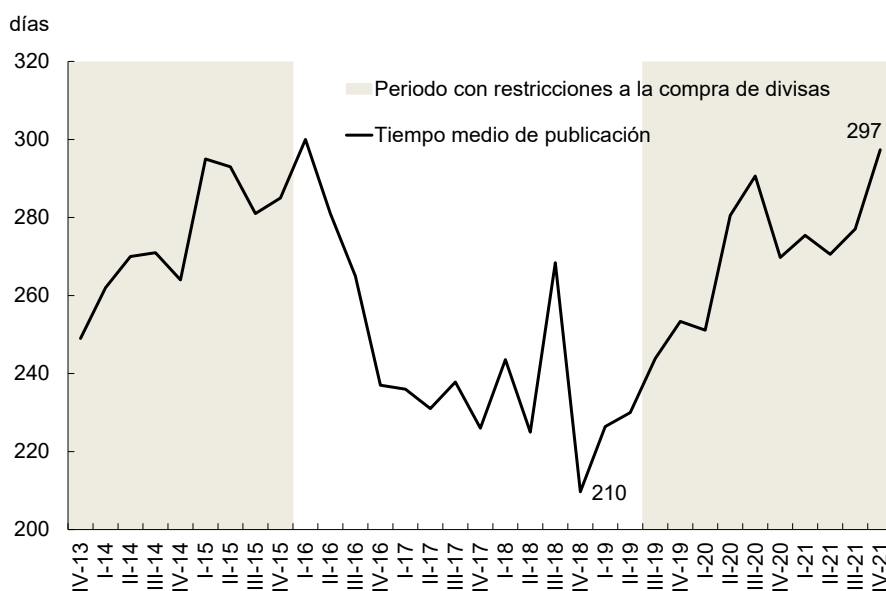
Afectados por este incremento de los precios en pesos, los indicadores de demanda del sector evidencian un deterioro. En el caso de los volúmenes de escrituras se observa que son más bajos en los años con restricciones de acceso a la compra de divisas (ver Gráfico 3). Cabe señalar que, en marzo y abril de 2020 este indicador registra una caída importante reflejando las

⁶ En ocasiones, el tipo de cambio implícito en estas operaciones inmobiliarias fue denominado como “dólar celeste”.

restricciones a la movilidad en el inicio de la pandemia de Covid-19. Posteriormente se recupera, pero se mantiene en niveles más acotados en relación con los años sin cepo.

En estos periodos de caídas de las escrituras también se registra un incremento en el tiempo comprendido entre el momento en el cual el inmueble es puesto en venta hasta que finalmente se concreta la operación (ver Gráfico 4). Estos indicadores de demanda sugieren que el mercado tuvo un menor dinamismo durante los periodos en los cuales se implementaron restricciones a la compra de divisas. Además de producirse un incremento en pesos en el valor de los inmuebles, la imposición de un cepo cambiario también esta aparejada con un incremento en la incertidumbre y expectativas de precios desancladas, aspectos que también son determinantes y afectan la demanda de inmuebles y las decisiones de compra de activos durables en general. Si bien no se dispone de series de tiempo de expectativas de precios para todo el periodo bajo estudio, la ampliación de la brecha cambiaria captura, en parte, esta mayor incertidumbre.

Gráfico 4 | Tiempo medio de publicación de departamentos para concretar la venta

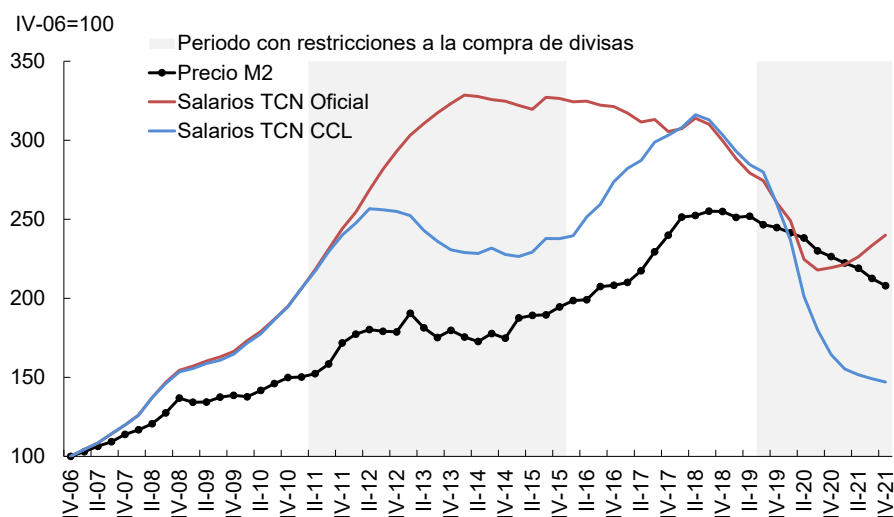


Fuente: Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires.

La comparación entre el precio de las viviendas y el ingreso se puede aproximar por medio de la evolución en dólares de los salarios o bien, del PIB corriente en dólares. Un análisis visual de la información sugiere que existe una

alta correlación para el periodo comprendido entre 2007 y 2012. Al tipo de cambio oficial, en los periodos con restricciones se observa un desacople entre los ingresos y el precio. En 2011, el ingreso al tipo de cambio oficial sostiene su ritmo de expansión, mientras que el precio de las viviendas interrumpe su tendencia alcista. En 2019 ocurre algo similar, el precio de las viviendas comienza a caer, a pesar de que el ingreso se mantiene relativamente constante. En cambio, al tipo de cambio paralelo, el análisis visual entre el ingreso y el precio refleja una correlación mayor (ver Gráfico 5).

Gráfico 5 | Precio del M2 y Salarios



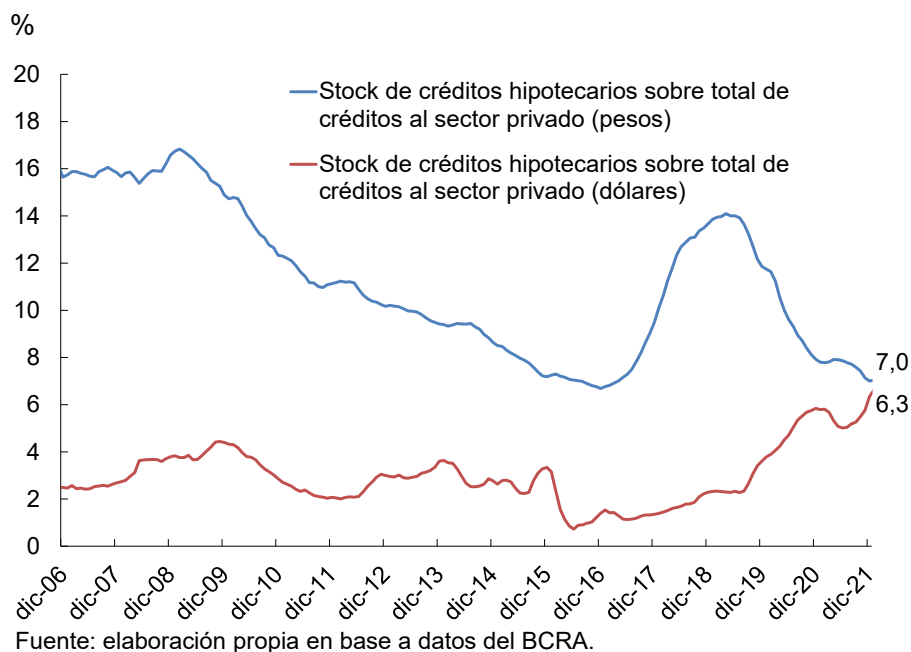
Nota: precio promedio de departamentos de 2 y 3 ambientes, usados y a estrenar. El precio es el cociente entre el valor ofertado en USD y la superficie cubierta.

Fuente: elaboración propia en base a Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires

Respecto al financiamiento de la vivienda, en la revisión bibliográfica y el marco teórico se mencionó el impacto de la tasa de interés de créditos hipotecarios en la demanda en mercados en los cuales el otorgamiento de créditos hipotecarios es un dinamizador de la demanda. La incidencia de los créditos hipotecarios sobre el precio está determinada, en parte, por el stock de estos instrumentos. En el caso de Argentina, el stock de crédito hipotecario tiene una participación muy baja en el stock de crédito total y consecuentemente, en el financiamiento de la vivienda, ubicándose en torno a 7% en 2021. Esta tendencia se explica por las elevadas tasas de inflación y la incertidumbre sobre la evolución de los

precios a largo plazo que afectaron el otorgamiento de créditos durante el periodo bajo estudio, en particular a los hipotecarios, cuyos plazos se extienden hasta 30 años (ver Gráfico 6).

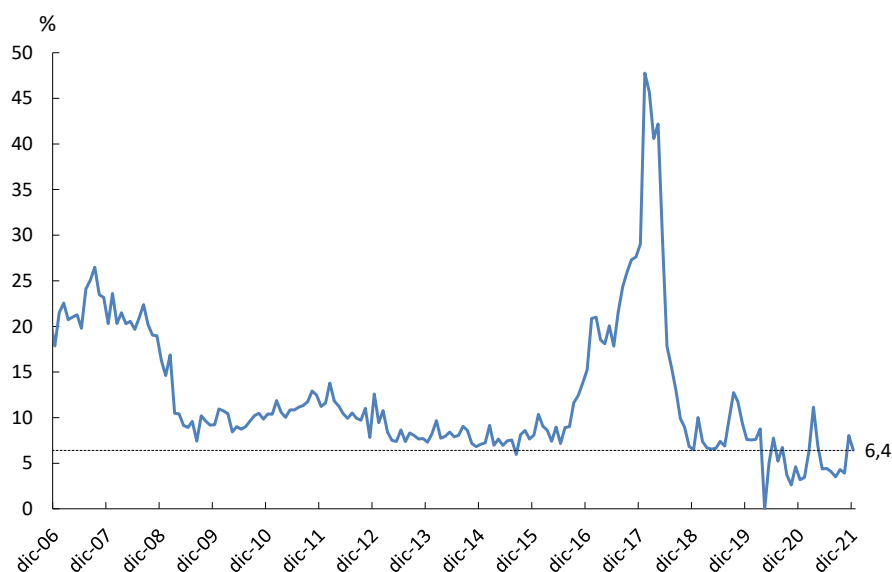
Gráfico 6 | Stock de créditos hipotecarios sobre el total de créditos al sector privado



Las dificultades de acceso al crédito hipotecario también se ven reflejadas en la baja participación de los actos hipotecarios sobre el total de actos de compra y venta de inmuebles, que en diciembre de 2022 se ubicó en 6,4%, en torno a los mínimos desde el año 2006 hasta 2021. Esta tendencia sugiere que, con la excepción de un breve periodo entre 2016 y 2018, el crédito hipotecario ha tenido un efecto muy acotado sobre la demanda de inmuebles (ver Gráfico 7).

Por estos motivos, durante el periodo en consideración, la incidencia de los créditos hipotecarios sobre los inmuebles es relativamente baja y se descarta que sean significativos dentro del análisis econométrico que propone esta investigación, a diferencia de algunos trabajos citados en la literatura que hacen referencia a casos de estudio en los cuales esta variable ha tenido un rol determinante sobre la demanda. Asimismo, es probable que el lanzamiento de créditos hipotecarios ajustados por UVA —que explica el aumento de la participación entre 2015 y 2019— haya tenido un impacto mayor sobre los precios en esos años.

Gráfico7 | Cantidad de actos hipotecarios en relación a actos de compra y venta



Fuente: Dirección General de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires

El aspecto demográfico no parece ser una variable relevante para el caso de CABA, al menos en el periodo que se está considerando, debido a que la ciudad ha mantenido su población en torno a los 3 millones de habitantes desde hace más de 50 años.

El rendimiento del mercado financiero es frecuentemente incorporado en las funciones de demanda de viviendas. Como se mencionó, en algunos escenarios puede desarrollarse cierta interdependencia entre los mercados de acciones y los de hipotecas, con impacto sobre los precios. En Argentina, el mercado de valores tiene un volumen muy acotado en relación con el inmobiliario y tampoco se dispone de variedad de instrumentos financieros con diferente riesgo, lo cual limita aún más su demanda. La baja oferta de instrumentos financieros también está condicionada por el elevado riesgo argentino durante el periodo bajo estudio que impidió el acceso a los mercados internacionales de crédito y la imposibilidad de recurrir a instrumentos nominados en dólares, con algunas excepciones. Esta cuestión estructural permite desestimar que exista una interrelación entre el mercado financiero y el inmobiliario en esta etapa, aunque, como ya se mencionó, el trabajo de Coremberg encuentra evidencia en ese sentido durante los años 80 y 90.

En resumen, de las variables mencionadas desde el lado de la demanda sólo se considerará al ingreso como una variable relevante para explicar al precio de los inmuebles dado que, aspectos estructurales sobre las demás variables sugieren que su impacto sobre el precio es limitado. Este listado no es exhaustivo y, dependiendo del período analizado, podrían existir otras variables que resulten determinantes.

Análisis de la oferta

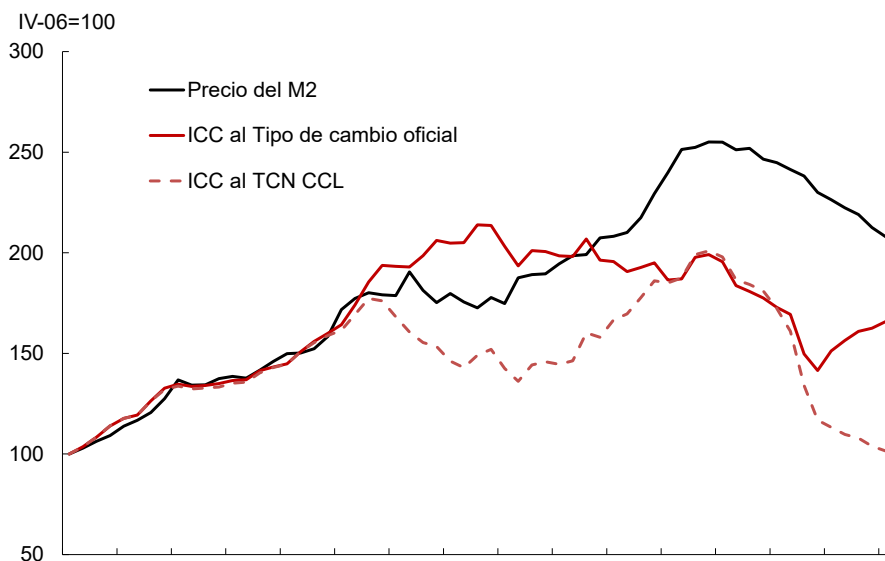
Los modelos en los cuales la oferta no es fija son comunes en perspectivas de largo plazo, aunque los determinantes de la oferta también pueden ser incluidos en modelos de corrección de errores para evaluar trayectorias de corto plazo, como fue el caso ya mencionado de Chile en el estudio de Silva y Vio.

Los costos de la construcción son frecuentemente el factor que más incide sobre la oferta de viviendas, presentando una relación positiva con el precio. Así, una caída (suba) en los costos genera una presión a la baja (alza) en los precios de los inmuebles.

Para el caso de Argentina, la evolución de los costos de la construcción es capturada por un índice que es un promedio ponderado de un subíndice que mide la evolución de los costos de los materiales y otro la del costo de la mano de obra.

Para el caso de CABA, al comparar la evolución de este indicador con el índice de precios de los inmuebles, visualmente también se observa una correlación más alta con el índice medido a través del tipo de cambio alternativo. La interpretación es que los costos de construcción en dólares al contado con liquidación se perciben más baratos en relación con el precio en dólares de los inmuebles y esto presiona a la baja al precio (ver Gráfico 8).

Gráfico 8 | Costo de construcción y precio del M2 en CABA

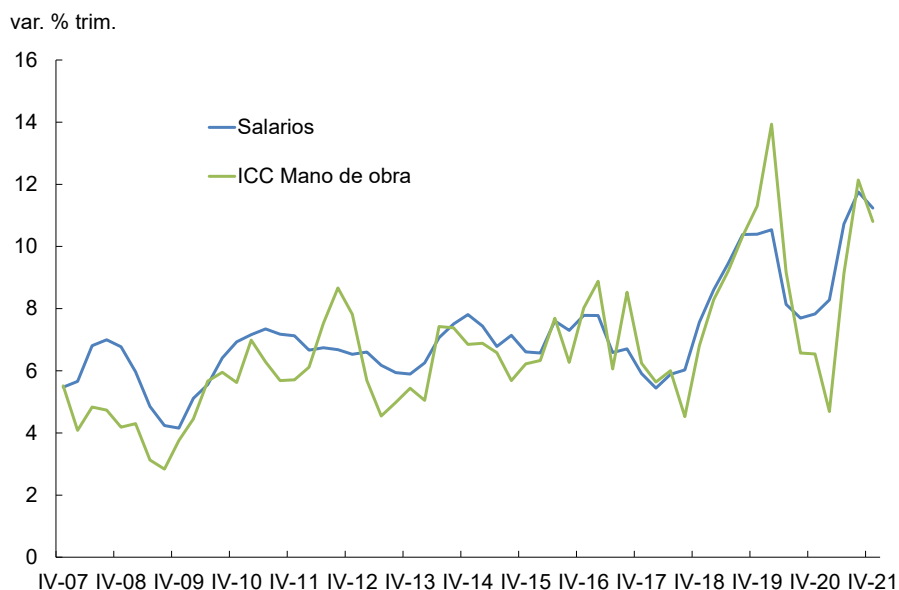


Fuente: Elaboración propia en base a Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires y Ministerio de trabajo.

Hacia el interior del Índice de Costos de la Construcción (ICC) provisto por el INDEC, la categoría Mano de obra y la categoría Materiales tienen ponderaciones similares dentro del índice y representan un 90% en total, mientras que el resto está compuesto por la categoría Gastos generales. Al analizar la evolución del componente Mano de obra, se observa que sus variaciones son parecidas a las del indicador de Salarios provisto por el ministerio de trabajo, aunque la serie ICC Mano de obra presenta mayor volatilidad debido a que refleja los acuerdos paritarios de un solo sector, mientras que la otra expresa la evolución de los salarios de un conjunto mucho más amplio de la economía y exhibe una trayectoria más estable.

Si bien se observan algunas diferencias, en una perspectiva de corto plazo las fuertes variaciones del componente mano de obra del ICC pueden ser irrelevantes sobre el precio de los inmuebles debido a que, para las empresas constructoras, esta planificación de gastos tiene un horizonte temporal de largo plazo y se realiza en función de un flujo de gastos proyectado más estable (ver Gráfico 9).

Gráfico 9 | Salarios e ICC mano de obra. En pesos prom. Móvil 12 meses.



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC y Ministerio de trabajo.

En el momento de incluir al ICC como un componente de oferta y a los salarios como uno de demanda en el análisis de regresión, la similitud de la evolución de los salarios y la del gasto de mano de obra pueden traer problemas de colinealidad, por lo cual, una variable podría anular el efecto de la otra y conducir a resultados erróneos. Por este motivo, en el modelo econométrico sólo se incluirá al componente materiales desde el lado de la oferta para capturar el aumento en los costos de construcción.

Por último, dentro de los factores que limitan la oferta, es necesario mencionar la elevada carga impositiva sobre el sector de la construcción en la Argentina. Este aspecto, que tiene un gran impacto en el precio de venta de los inmuebles, es excluido del análisis debido a que no se cuenta con un indicador de gravámenes sobre la construcción, cuya elaboración constituye un motivo de investigación en sí mismo.

A pesar de la falta de datos en formato de series de tiempo, se puede inferir que dentro de un análisis dinámico esta variable no tendría un efecto significativo, suponiendo que en el breve periodo bajo estudio los gravámenes fueron elevados, pero se mantuvieron relativamente constantes respecto a cuanto representan sobre el valor final del inmueble. Partiendo de este

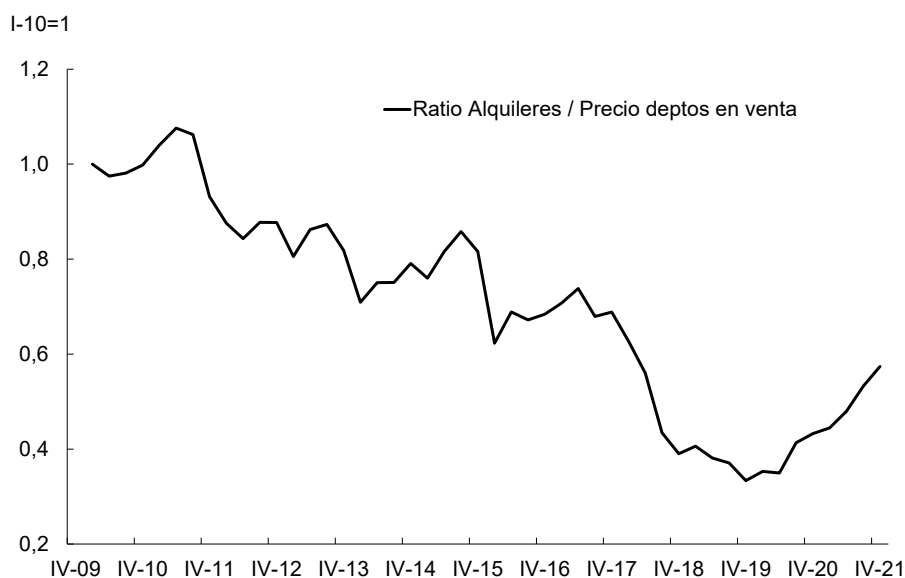
supuesto, esta variable no permite explicar porque han subido los precios entre 2006 y 2021.

Alquileres y precio de los inmuebles

La tasa de rentabilidad de los alquileres no será contemplada en el estudio econométrico porque se planteará un modelo de oferta y demanda, aunque aquí se ofrece una breve descripción de su evolución reciente. En este caso de estudio, el análisis del mercado de viviendas utilizando el enfoque de mercado de capitales tiene algunas limitaciones debido a la falta de series históricas. Además, la muestra de los departamentos en alquiler sobre la cual se elabora el índice puede ser muy diferente a la muestra de departamentos puestos para la venta, haciendo necesario un proceso de homogenización de los datos como, por ejemplo, el realizado en el trabajo ya mencionado de Capuzza y Seguin (2002) donde, partiendo de la ventaja de contar con datos de panel, se controla la muestra por los atributos de las viviendas y su ubicación y la comparación es homogénea. En este caso, esta solución es imposible de realizar dado que solo se dispone de las series de tiempo con los índices agregados de precios.

En los años recientes los alquileres registraron variaciones más moderadas respecto al valor de los inmuebles y la relación entre ambos valores se encuentra entre los niveles mínimos, aunque con una ligera recuperación en el margen (ver Gráfico 10).

Gráfico 10 | Rentabilidad de los alquileres y precio de los inmuebles



Fuente: Dirección general de Estadísticas y Censos de la Ciudad de Buenos Aires y BCRA

Asimismo, el mercado de alquileres de CABA ha tenido sus propios factores disruptivos y ha sido intervenido en más de una oportunidad. En particular, tuvo mucha trascendencia en los medios y entre los analistas especializados la implementación de la Ley de Alquileres en mayo 2020 y posteriormente, la incertidumbre en torno a sus modificaciones que se materializaron a finales de 2021⁷. La implementación de esta ley tuvo varios efectos. La extensión del plazo de los alquileres, los beneficios a favor de los inquilinos y las medidas que intentaron dar mayor formalización a las operaciones inmobiliarias —en un sector que operaba con cierto margen de informalidad—, fueron factores que pudieron haber tenido influencia en la contracción de la oferta y en la suba de los precios de los alquileres. No es el objetivo central de este trabajo analizar la interrelación entre estos dos mercados, pero alcanza con mencionar que en términos relativos los alquileres estaban muy rezagados respecto al valor de las propiedades y, al menos a partir de lo observado en los últimos 10 años, era esperable una recomposición en esta relación a favor de los alquileres.

⁷ Un análisis más detallado sobre el impacto de la ley de alquileres se puede encontrar en Pasquini (2021).

5. Análisis econométrico

Metodología y especificación del modelo

El uso de series de tiempo ha permitido comprender la dinámica del mercado inmobiliario dentro de un contexto macroeconómico. Las series de tiempo del mercado inmobiliario y las de sus fundamentos presentan, comúnmente, el inconveniente de no ser estacionarias, por lo cual, su evolución es una función del tiempo. Este es un problema habitual al momento de trabajar con series de tiempo e implica una dificultad debido a que impide la aplicación del método de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios, exigiendo instrumentos econométricos más sofisticados para identificar una relación causal entre las variables.

Los tests de cointegración permiten corroborar si existe una relación en niveles entre las variables evaluando la estacionariedad de los residuos de la regresión. Muchas de las conclusiones de los trabajos citados en el marco teórico son derivadas de pruebas de cointegración de Engle-Granger, requiriendo para su implementación que las series de tiempo utilizadas sean integradas del mismo orden, es decir, que se conviertan en estacionarias al diferenciarlas la misma cantidad de veces. Este método también tiene la ventaja de plantear la relación causal en un solo sentido, suponiendo que la variable explicada no tiene influencia sobre las variables explicativas.

Quizá un poco menos frecuente y de mayor complejidad es la aplicación de la prueba de integración de Johansen, que permite establecer más de una relación de cointegración y que a diferencia del método de Engle-Granger, evalúa un efecto endógeno entre las variables. Este método podría ser adecuado en economías en las cuales el sector inmobiliario tiene una participación muy elevada en la actividad y puede incidir en la evolución del ingreso u otras variables.

En los últimos 20 años proliferaron los análisis de regresión con la metodología ARDL (Pesaran et al; 2001), que tiene algunas particularidades que la distingue de las otras y que será la utilizada en esta investigación.

Esta metodología puede ser más adecuada por varios aspectos. En primer lugar, supone que la causalidad va en un solo sentido, es decir, no hay endogeneidad entre las variables. Lo habitual es partir de este supuesto, aunque también es debatible porque en cierto modo asume que la apreciación de las viviendas no influye en la función de ingreso disponible, o que los costos de construcción son inelásticos ante una mayor demanda proveniente del sector inmobiliario. En segundo lugar, incluye en la regresión los rezagos de la variable endógena y los de las exógenas, capturando el aspecto autorregresivo o inercial de las series.

Otro aspecto que justifica el uso de esta metodología es que los modelos ARDL también presentan resultados más robustos en muestras pequeñas, como es el caso del estudio que se llevará a cabo que cuenta con 60 observaciones. Por último, también permite trabajar con series de tiempo de distinto orden de integración, evitando las pruebas de raíz unitaria en las series de tiempo utilizadas. Cabe señalar que, observando la trayectoria del precio y los determinantes que se van a evaluar, las series de tiempo no parecen ser estacionarias en el tiempo, por lo cual, a pesar de que no es necesario realizar pruebas de raíz unitaria sobre las series, se asume que son integradas de primer orden en todos los casos.

El modelo a testear surgirá de un modelo de equilibrio de demanda y oferta de viviendas. A continuación, se plantea una forma genérica de este modelo con el ingreso y los costos de construcción como determinantes de la demanda y oferta, respectivamente.

Las funciones de demanda y oferta están especificadas como:

$$(1) \quad D = \gamma_0 - \gamma_1 * P + \gamma_2 * I + \omega$$

$$(2) \quad S = \delta_0 + \delta_1 * P - \delta_2 * ICC + \varepsilon$$

Donde:

D = demanda de viviendas

S = oferta de viviendas

I = ingreso disponible

ICC = costos de la construcción

ω ; ε = término de error

La demanda de viviendas depende positivamente del ingreso de los consumidores y negativamente del precio de los inmuebles. En tanto, la oferta de viviendas depende negativamente de los costos de construcción y positivamente del precio. Igualando las funciones de demanda (1) y oferta (2), obtenemos el precio de equilibrio de mercado. Así, el precio de las viviendas está vinculado positivamente con el ingreso y con los costos de construcción. El término de error concentra todas aquellas variables que no son explicitadas en este modelo.

El modelo en niveles de largo plazo queda especificado como:

$$P = \beta_0 + \beta_1 * I + \beta_2 * ICC + \mu$$

Donde:

$$\beta_0 = \frac{\gamma_0 - \delta_0}{\gamma_1 + \delta_1}; \beta_1 = \frac{\gamma_2}{\gamma_1 + \delta_1}; \beta_2 = \frac{\delta_2}{\gamma_1 + \delta_1}; \mu = \frac{\omega - \varepsilon}{\gamma_1 + \delta_1}$$

El componente autorregresivo de la metodología ARDL está dado por la inclusión como variables exógenas de los rezagos de la variable endógena y las variables exógenas. Para la selección óptima del número de rezagos hay tres criterios que pueden utilizarse: el de Akaike (AIC), el bayesiano (BIC) y el de Hannan-Quinn (HQC). En líneas generales, los criterios utilizan un procedimiento diferente para optimizar una función de verosimilitud entre la bondad de ajuste y la cantidad de parámetros incluidos en el modelo. Con la inclusión de rezagos y en el marco de esta metodología, la forma genérica queda expresada como:

$$P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta P_{t-1} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_{2i} * I_{t-1} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{3i} * ICC_{t-1} + \mu$$

Donde:

p: cantidad de rezagos óptimos para la variable endógena

q1: cantidad de rezagos óptimos para el ingreso

q2: cantidad de rezagos óptimos para el ICC

Para evaluar la relación de las variables en el largo plazo, la hipótesis nula de no cointegración queda definida como:

$$H_0: \beta_{1i} = \beta_{2i} = \beta_{3i} = 0$$

La hipótesis alternativa está definida como:

$$H_1: \beta_{1i} \neq 0, \text{ o } \beta_{2i} \neq 0, \text{ o } \beta_{3i} \neq 0$$

La contrastación de la hipótesis se realiza con la prueba de Wald, utilizando el F-test. La hipótesis nula se rechaza cuando el valor del estadístico F se encuentra por encima del límite superior del valor crítico en el marco de la prueba de límites. Si los resultados de la prueba de límites son positivos, entonces también se puede especificar un modelo de corrección de errores. Este modelo se deriva a partir de los rezagos de las variables, expresando la variable explicada en diferencias. Para simplificar esta demostración se parte de un modelo de largo plazo de una sola variable, en este caso el ingreso, con un rezago para la variable explicada y otro para la variable explicativa, definido como:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * I_t + \beta_2 * I_{t-1} + \beta_3 P_{t-1} + \mu_t$$

Expresando el precio en diferencias:

$$P_t - P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 * I_t + \beta_2 * I_{t-1} + (\beta_3 - 1)P_{t-1} + \mu_t$$

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 * (I_t - I_{t-1}) + (\beta_1 + \beta_2) * I_{t-1} + (\beta_3 - 1)P_{t-1} + \mu_t$$

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 * \Delta I_t + (\beta_1 + \beta_2) * I_{t-1} + (\beta_3 - 1)P_{t-1} + \mu_t$$

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 * \Delta I_t + (\beta_3 - 1) \left(P_{t-1} + \frac{\beta_2 + \beta_1}{\beta_3 - 1} * I_{t-1} \right) + \mu_t$$

El modelo de corrección de errores queda expresado como:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 * \Delta I_t - \gamma (P_{t-1} - \delta I_{t-1}) + \mu_t$$

Donde:

$$\gamma = 1 - \beta_3$$

$$\delta = -\frac{\beta_1 + \beta_2}{\beta_3 - 1}$$

La expresión $\gamma(P_{t-1} - \delta I_{t-1})$ es el término de corrección de errores, que es la diferencia pasada en niveles entre las variables endógena y exógenas. Este término mide cuantos periodos demoran las variables en volver al equilibrio tras un shock. El término de corrección de errores debe tener signo negativo y ser menor a 1, permitiendo que en cada periodo el desvío respecto al equilibrio se vaya corrigiendo. En el caso contrario en el cual el signo del término de error fuese positivo, el modelo sería divergente ya que el efecto de un shock se amplificaría periodo tras periodo.

Debido a que las series de tiempo con las cuales se va a trabajar tienen una tendencia creciente, se van a incluir componentes determinísticos en el modelo. Así, se recurre a la especificación del caso 4 de las cinco especificaciones posibles que propone esta metodología, incluyendo una constante no restringida y una tendencia restringida. La tendencia se incorpora a el modelo de largo plazo, que quedará especificado de la siguiente manera:

$$P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta P_{t-1} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_{2i} * I_{t-1} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{3i} * ICC_{t-1} + \beta_4 trend + \mu$$

Donde:

trend: tendencia

La constante se incorpora a el modelo de corto plazo y se interpreta como una tasa de crecimiento, dado que está especificado en variaciones.

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta P_{t-1} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_{2i} * \Delta I_{t-1} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{3i} * \Delta ICC_{t-1} + C + ECT + \mu$$

Donde:

C: constante

ECT: término de corrección de errores

Una vez hallada la existencia de cointegración entre las variables, se realizarán pruebas de diagnóstico que den cuenta de la robustez del modelo y de los coeficientes estimados.

Para analizar la normalidad de los residuos, se hará el test de Jarque-Bera. Para evaluar que los residuos no estén correlacionados entre sí temporalmente, se realizara la prueba LM de Breusch-Godfrey de correlación serial. Finalmente, para descartar que los residuos sean heterocedásticos, es decir, que presenten una varianza que no sea constante, se realizará el test de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey.

Comparación de especificaciones y resultados obtenidos

Se proponen diferentes especificaciones del modelo planteado en el apartado anterior. Desde la perspectiva de la demanda se utilizan alternativamente el PIB y los Salarios para aproximar la evolución del ingreso. Desde la perspectiva de la oferta se incluye sólo el componente Materiales, debido a que el componente Mano de obra del ICC ha evolucionado a lo largo de los años a un ritmo similar al de los ingresos, presentando una correlación muy alta con el índice de salarios y con el PIB, como se mencionó anteriormente en la sección 3⁸. Todos los modelos serán estimados en logaritmos, por lo cual, los coeficientes se interpretarán como elasticidades.

Para responder a la hipótesis de esta investigación que afirma que los precios de las viviendas son sensibles a sus determinantes nominados al tipo de cambio paralelo y no al tipo de cambio oficial, cada especificación para una variable o para un conjunto de variables tendrá 2 versiones. Una versión con las variables en pesos expresadas en dólares con el tipo de cambio oficial y en la otra, expresadas con el tipo de cambio alternativo. La especificación de cada modelo al tipo de cambio oficial será comparada con su par al tipo de cambio paralelo. Los resultados compatibles con la hipótesis de la investigación son los

⁸ En el Anexo, utilizando la metodología ARDL se especifica un modelo con Salarios, Mano y de obra y Materiales y se observa que el efecto de la Mano de obra no es significativo. En cambio, en la especificación que incluye sólo Mano de obra y Materiales, se obtienen resultados muy similares a los del modelo con Salarios y Materiales (Ver Cuadro Anexo 11).

que demuestran que los modelos expresados al tipo de cambio alternativo son mejores que sus pares expresados al tipo de cambio oficial.

Se proponen cinco especificaciones diferentes. Los modelos 1 y 2 son modelos de demanda y tienen sólo como variable explicativa al ingreso, capturado por los salarios o por el PIB, respectivamente. El modelo 3 es un modelo de oferta y tiene como variable explicativa el costo de los materiales de construcción. Los modelos 4 y 5 son modelos de oferta y demanda, ambos incluyen los materiales de construcción e incorporan alternativamente el PIB y los salarios.

El uso de estas cinco especificaciones brinda varios caminos posibles para contrastar la hipótesis de investigación. Además, se puede medir el efecto aislado de cada variable y comparar el ajuste del modelo con la inclusión de una variable adicional.

Como se observa en el Cuadro 1, los modelos 1, 2 y 3 pueden ser descartados porque sus coeficientes no son significativos. En los modelos 4 y 5, solo las variables de ingresos son significativas, mientras que los materiales de construcción tienen el signo opuesto al esperado y no son significativos a un nivel de confianza de 10%, sugiriendo que hay algún tipo de error de especificación en estos casos, por lo cual, también se pueden descartar.

Cuadro 1 | Modelos valuados al tipo de cambio oficial

Variable	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
Rezagos*	(1,0)		(1,0)		(1,0)		(1,0,0)		(1,0,0)	
Modelo de largo plazo	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.
Salarios TCN oficial	0,548	0,305					0,785	0,046		
PIB TCN oficial			0,525	0,130					0,686	0,018
Materiales TCN oficial					1,493	0,826	-1,626	0,136	-1,079	0,133
Tendencia	-0,009	0,741	-0,003	0,850	0,082	0,793	0,001	0,848	0,003	0,548
Estadísticos descriptivos										
N° de observaciones	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60
R2 ajustado	0,195		0,208		0,173		0,255		0,253	

*se utiliza el criterio Bayesiano para la elección óptima de rezagos

Nota: los modelos son estimados en logaritmos

El Cuadro 2 muestra los mismos modelos, pero con las variables explicativas expresadas al tipo de cambio paralelo. Contrariamente a los resultados del Cuadro 1, aquí los coeficientes de las variables son significativos a un nivel de confianza superior del 1% en todos los casos, con excepción de la variable materiales en el modelo 5, que es significativa al 5%. Asimismo, los

estadísticos F de la prueba de límites de todos los modelos se ubican en la zona de rechazo de la hipótesis nula —que establece que no hay una relación en niveles en el largo plazo entre las variables—, a un nivel de confianza superior al 1%.

La tendencia lineal también resulta significativa a un nivel de confianza superior al 1% y explica aproximadamente un 0,8% de la variación del precio en el largo plazo, en todos los casos.

Una vez que se rechaza la hipótesis nula respecto a que no hay una relación en niveles en el largo plazo por medio de la prueba de límites, se pueden estimar para cada caso los modelos de corto plazo que incluyen los rezagos de la variable explicada y las explicativas. Siguiendo el criterio Bayesiano, la cantidad óptima para todos los modelos es de un rezago para el precio de los inmuebles y ninguno para las variables independientes⁹. Las variaciones en el ingreso y los materiales de construcción no tienen efectos sobre la variación del precio de las viviendas, implicando que tanto la oferta como la demanda son relativamente rígidas en el corto plazo.

Cuadro 2 | Modelos valuados al Contado con liquidación (CCL)

Variable	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
Rezagos*	(1,0)		(1,0)		(1,0)		(1,0,0)		(1,0,0)	
Modelo de largo plazo	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.
Salarios TCNCCL	0,372	0,000					0,286	0,000		
PIB TCNCCL			0,369	0,000					0,312	0,000
Materiales TCNCCL					1,027	0,002	0,226	0,002	0,151	0,058
Tendencia	0,009	0,000	0,010	0,000	0,008	0,000	0,010	0,000	0,011	0,000
Modelo de corto plazo	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.	coef	prob.
coeficiente de ajuste	-0,346	0,000	-0,401	0,000	-0,095	0,000	-0,458	0,000	-0,444	0,000
constante	1,025	0,000	1,189	0,000	0,016	0,000	1,049	0,000	1,120	0,000
Bondad de ajuste										
R2 ajustado	0,410		0,442		0,245		0,492		0,476	
Prueba de límites	F-stat	lím.**	F-stat	lím.**	F-stat	lím.***	F-stat	lím.**	F-stat	lím.**
F-stat bound test	13,541	7,377	15,384	7,377	6,474	5,527	13,800	6,503	12,935	6,503

*se utiliza el criterio Bayesiano para la elección óptima de rezagos

**límite superior de la prueba de límites a un nivel de confianza de 1% para el supuesto que todas las series de tiempo sean I(1)

***límite superior de la prueba de límites a un nivel de confianza de 5% para el supuesto que todas las series de tiempo sean I(1)

Nota: los modelos son estimados en logaritmos

Los coeficientes de ajuste son negativos y significativos en todos los modelos señalando que, ante un shock, los modelos corrigen el desequilibrio y vuelven a

⁹ Por su construcción, el criterio de Akaike tiende a incluir más rezagos y quitar grados de libertad. Utilizando este criterio, los resultados son muy similares a los alcanzados con el criterio Bayesiano.

la tendencia de largo plazo. En caso contrario, ante un shock los desequilibrios se acumularían y el modelo se desviaría cada vez más de su tendencia. También es favorable que los coeficientes de ajuste sean menores a 1 en valor absoluto, dado que un shock no tiene entonces efectos explosivos sobre el precio.

La constante incorporada como un elemento determinístico en los modelos es significativa en los cinco casos y se interpreta como una tasa de crecimiento debido a que los modelos están expresados en variaciones. Por su parte, el primer rezago del precio de los inmuebles no es significativo. Este resultado no es sorprendente debido a que el término constante está capturando parte del comportamiento inercial de los precios.

La bondad de ajuste de los modelos se ubica entre un 30% y un 50%, por lo cual, los modelos logran explicar gran parte de las variaciones del precio de los inmuebles. Además, también es favorable que la bondad de ajuste se incremente al incorporar variables, como son los casos de los modelos 4 y 5.

Es conveniente destacar una complicación técnica al convertir todas las variables en pesos a dólares, que agrega complejidad y distorsión al análisis. Debido a que el tipo de cambio (para este punto, es indiferente si se trata del oficial o el paralelo), exhibe una alta volatilidad y en diferentes periodos puede reflejar variaciones superiores a las de las variables en pesos, al deflactar todas las variables en pesos por el tipo de cambio se les imprime su tendencia. Esto contribuye a que las nuevas variables en dólares tengan variaciones similares y potencialmente se presenten problemas de colinealidad. Para mitigar este efecto, se utiliza un promedio de 24 meses del tipo de cambio para deflactar las series de tiempo en pesos, de manera que las variaciones del tipo de cambio sean más pequeñas y se distribuyan en el tiempo. Sin embargo, el efecto distorsivo no desaparece plenamente y puede afectar a los resultados de los modelos y a su capacidad explicativa.

En resumen, la comparación de los Cuadros 1 y 2 indica que los modelos valuados al tipo de cambio oficial pueden descartarse fácilmente debido a que los coeficientes de las variables, o bien no son significativos, o bien no tienen el signo esperado. En tanto, los modelos al tipo de cambio paralelo exhiben

resultados satisfactorios. De esta manera, puede darse por corroborada la hipótesis de esta investigación y afirmar que el precio de los inmuebles es sensible a sus determinantes valuados al tipo de cambio paralelo. En el anexo de este trabajo se pueden consultar las salidas del programa econométrico Eviews de todos los modelos realizados.

Análisis del modelo con mejor ajuste

Los resultados favorables que se obtuvieron en el punto anterior permitirán responder a la pregunta de investigación, ¿Los precios de los inmuebles en CABA están influidos por la evolución de sus determinantes principales?

Con este objetivo se tomará como ejemplo al modelo 4 al tipo de cambio paralelo, que explicita al precio del mercado inmobiliario en función de los salarios y de los Materiales de construcción y que presenta una mayor bondad de ajuste. Ya que esta especificación se analizará con más detalle, se copiarán las salidas del paquete del programa econométrico Eviews.

A partir de los coeficientes obtenidos en el análisis de regresión, la ecuación del modelo de largo plazo queda definida como (ver Cuadro 3):

$$\log (P) = 0,28 * \log (\textit{Salario}) + 0,22 * \log (\textit{Materiales}) + 0,01\textit{trend}$$

Cuadro 3 | Modelo 4 de largo plazo y de corto plazo

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Error Correction Regression					
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					
Selected Model: ARDL(1, 0, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0, 0)					
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4					
Included observations: 60					Included observations: 60					
Levels Equation					ECM Regression					
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
LOG(WCCL)	0.285987	0.032464	8.809228	0.0000	C	1.049135	0.135933	7.718049	0.0000	
LOG(MATCCL)	0.225675	0.088549	3.292170	0.0017	CointEq(-1)*	-0.457878	0.060012	-7.629737	0.0000	
@TREND	0.010407	0.000581	17.92408	0.0000						
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.2860*LOG(WCCL) + 0.2257*LOG(MATCCL) + 0.0104*@TREND)					R-squared	0.500916	Mean dependent var	0.012203		
F-Bounds Test					Adjusted R-squared	0.492311	S.D. dependent var	0.028919		
Null Hypothesis: No levels relationship					S.E. of regression	0.020605	Akaike info criterion	-4.893774		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Sum squared resid	0.024625	Schwarz criterion	-4.823962		
					Log likelihood	148.8132	Hannan-Quinn criter.	-4.866467		
					F-statistic	58.21289	Durbin-Watson stat	1.772153		
					Prob(F-statistic)	0.000000				
					* p-value incompatible with t-Bounds distribution.					
					Asymptotic: n=1000					
F-statistic	13.80047	10%	3.38	4.02						
k	2	5%	3.88	4.61						
		2.5%	4.37	5.16						
		1%	4.99	5.85						
					Finite Sample: n=60					
Actual Sample Size	60	10%	3.54	4.235						
		5%	4.18	4.938						
		1%	5.62	6.503						

El ingreso, capturado por los salarios al tipo de cambio contado con liquidación tiene una elasticidad de 0,28 respecto al precio de las viviendas, es decir que, una suba de 1% en los salarios se ve traducida en un incremento de 0,27% en el precio de los inmuebles. Por su parte, la elasticidad de los materiales de construcción es de 0,22. De esta manera, la magnitud de los coeficientes de cada variable indica que el efecto que tienen sobre el precio es relevante en términos económicos. La inclusión de la tendencia lineal resulta significativa y explica aproximadamente un 0,01 de la variación del precio.

Como se mencionó anteriormente, este modelo supera la prueba de límites y permite estimar un modelo de corrección de errores en variaciones. A partir del cuadro 3, la ecuación de corto plazo queda definida como:

$$\Delta P_t = 1,04 - 0,45 * ECT$$

El coeficiente de ajuste refleja que este modelo corrige 45% por periodo respecto a su desvío de largo plazo. Esto significa que, ante un shock, el modelo vuelve al equilibrio en un plazo de aproximadamente dos trimestres, dando cuenta de que este proceso se produce de manera rápida. En relación con la bondad de ajuste, este modelo logra explicar un 49% de la variación total del precio, constituyendo un resultado muy favorable en función de contestar la pregunta de investigación. Además, se observa que la variación del precio tiene

un componente tendencial muy significativo en términos económicos. En efecto, la tasa de crecimiento constante es de 1,04% y podría estar explicada por una combinación de factores como el crecimiento demográfico, el crecimiento del mismo sector inmobiliario o la inflación internacional en dólares.

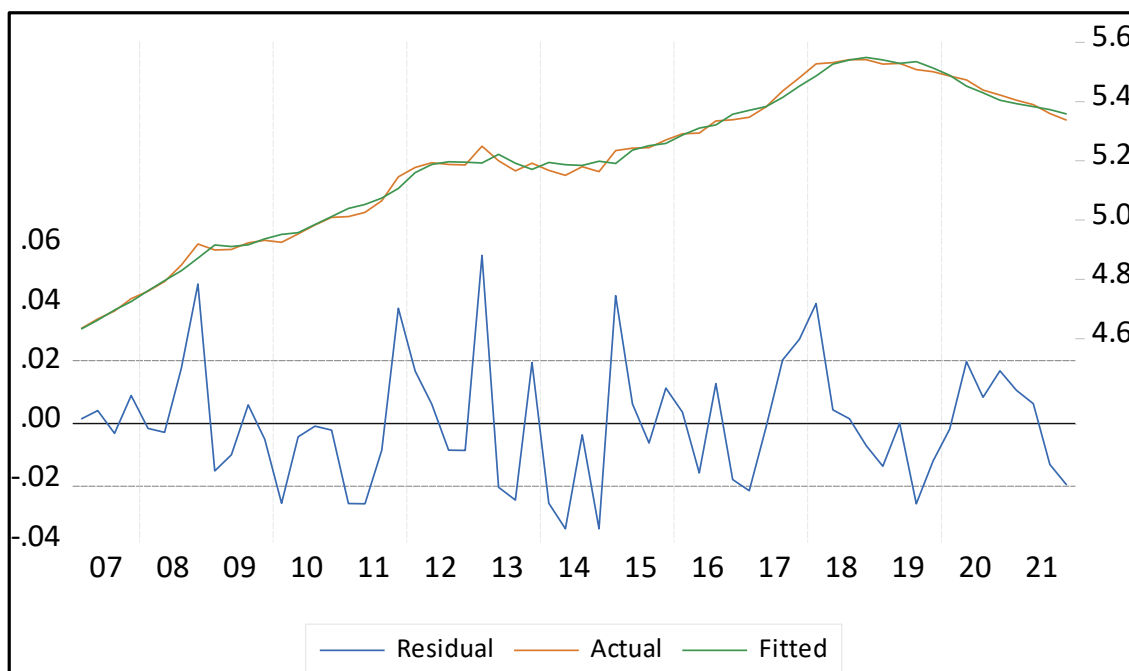
Para evaluar la conveniencia de incluir el componente determinístico de la tendencia se pueden comparar estos resultados estimando el mismo modelo sin tendencia, correspondiente al caso 2 de la metodología ARDL. La estimación sin tendencia del modelo 4 (ver Anexo Cuadro 11) arroja coeficientes más elevados para las variables explicativas en el modelo de largo plazo, pero que no son significativos. Esto justifica la inclusión de la tendencia en el modelo.

Diagnóstico y ajustes del modelo

En esta sección se analizarán y realizarán las pruebas habituales sobre los errores del modelo para comprobar que estos sigan una distribución normal, no presenten correlación serial entre ellos y tengan una varianza constante.

La normalidad en los errores es necesaria para obtener estimadores insesgados de media cercana a cero. El análisis de los residuos permite ver los errores de predicción más grandes que ha tenido el modelo y eventualmente evaluar si hay que realizar algún tipo de tratamiento de *outliers*. Visualmente, se observa que los errores se distribuyen alrededor de la media y que el modelo parece no tener sesgo, a pesar de que en algunos periodos el modelo sobre estima y en otros subestima lo observado (ver Gráfico 11). La prueba de Jarque-Bera de normalidad de residuos indica que con una probabilidad de 0,10 no podemos rechazar la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen normalmente.

Gráfico 11 | Modelo 4 al CCL. Estimación, dato observado y residuos



Sin embargo, este modelo presenta correlación serial en los residuos indicando que los errores están correlacionados con sus rezagos. En efecto, el correlograma muestra que los rezagos de los residuos son significativos sobre los residuos actuales a partir del séptimo rezago (Ver Cuadro 4). Este resultado puede estar influido por algunas subas significativas que se verifican en la serie de precios de los inmuebles en ciertos periodos, generando desvíos importantes entre en los valores estimados y los observados que persisten en las estimaciones del modelo y afectan las estimaciones de resultados posteriores.

Cuadro 4 | Modelo 4 al CCL. Correlograma de residuos

Sample (adjusted): 2007Q1 2021Q4						
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.105	0.105	0.6972	0.404
		2	-0.108	-0.120	1.4411	0.486
		3	0.041	0.068	1.5520	0.670
		4	-0.190	-0.223	3.9473	0.413
		5	-0.114	-0.051	4.8279	0.437
		6	-0.126	-0.175	5.9173	0.433
		7	-0.370	-0.372	15.545	0.030
		8	0.103	0.118	16.309	0.038
		9	0.036	-0.168	16.405	0.059
		10	-0.057	-0.059	16.650	0.082
		11	0.187	0.007	19.316	0.056
		12	0.131	0.039	20.641	0.056

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

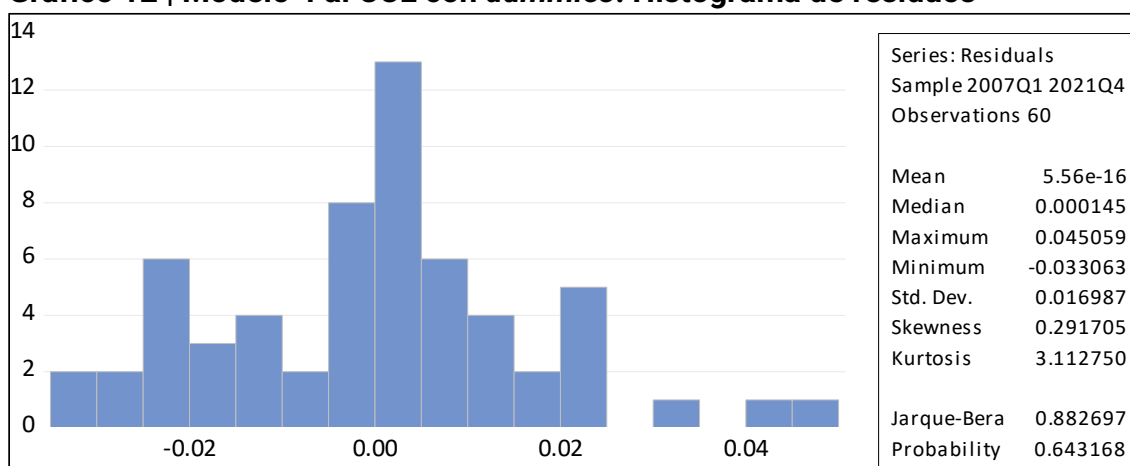
Para corregir la correlación serial de los residuos y obtener un modelo más robusto se propone considerar como *outliers* a aquellos periodos con subas trimestrales significativas del precio de las viviendas. Estos incrementos pueden estar explicados por variables excluidas en el modelo, contemplando un conjunto de factores no especificados. Retomando el análisis del Grafico 10, se observan 3 errores que podrían ser tratados como *outliers*. Se recalculará entonces el modelo incluyendo 3 variables *dummy* para los trimestres IV-08, IV-11 y I-13 (ver Cuadro 5).

La reestimación del modelo con la inclusión de variables *dummies* da coeficientes similares para el salario, los materiales y la tendencia lineal (0,27, 0,22 y 0,01, respectivamente), en tanto que las variables *dummy* también son significativas. La prueba de límites indica la existencia de cointegración en niveles entre las variables a un elevado nivel de confianza. Por su parte, los resultados del modelo de corto plazo son similares al modelo sin variables *dummy*, con una tasa de crecimiento constante de 1,1% y un término de corrección de errores de -0,46%, mientras que la bondad ajuste mejoró hasta 62%

Cuadro 5 | Modelo 4 con dummies. Largo y corto plazo.

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2008Q4 2021Q4					Sample: 2008Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Levels Equation					ECM Regression				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WCCL)	0.275087	0.027477	10.01167	0.0000	C	1.103071	0.132928	8.298245	0.0000
LOG(MATCCL)	0.221759	0.058025	3.821760	0.0004	DUM2008Q4	0.051762	0.017788	2.909990	0.0053
@TREND	0.010788	0.000461	23.33913	0.0000	DUM2011Q4	0.043444	0.018074	2.403584	0.0198
					DUM2013Q1	0.061308	0.017765	3.451111	0.0011
					CoinEq(-1)*	-0.469114	0.056992	-8.231289	0.0000
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.2751*LOG(WCCL) + 0.2218*LOG(MATCCL) + 0.0108*@TREND)					R-squared				
F-Bounds Test					Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic					Value				
Signif.					Asymptotic: n=1000				
I(0)					I(1)				
F-statistic					16.01461				
k					2				
10%					3.38				
5%					3.88				
2.5%					4.37				
1%					4.99				
Actual Sample Size					60				
					Finite Sample: n=60				
					10%				
					3.54				
					5%				
					4.18				
					1%				
					5.62				
					6.503				
					R-squared				
					0.654965				
					Mean dependent var				
					0.012203				
					Adjusted R-squared				
					0.629871				
					S.D. dependent var				
					0.028919				
					S.E. of regression				
					0.017594				
					Akaike info criterion				
					-5.162901				
					Sum squared resid				
					0.017025				
					Schwarz criterion				
					-4.988372				
					Log likelihood				
					159.8870				
					Hannan-Quinn criter.				
					-5.094633				
					F-statistic				
					26.10097				
					Durbin-Watson stat				
					1.580662				
					Prob(F-statistic)				
					0.000000				
					* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				

Gráfico 12 | Modelo 4 al CCL con dummies. Histograma de residuos



Con la exclusión de los *outliers* detectados, el histograma de los residuos se asemeja a una distribución normal, con media muy cercana a cero. El test de Jarque-Bera indica con una probabilidad de 0,64 que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen normalmente (ver Gráfico 12).

La prueba de heterocedasticidad de Breuch-Pagan-Godfrey para los residuos se realiza para evaluar que los residuos del modelo tengan una varianza constante. En este caso, la prueba da una probabilidad de 0,14 de que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos son homocedásticos.

Finalmente, la prueba LM de correlación serial de los residuos señala que no puede rechazar la hipótesis nula respecto a que los residuos no están correlacionados entre sí con una probabilidad de 0,29 (ver Cuadro 6).

Cuadro 6 | Modelo 4. Tests de heterocedasticidad y de correlación serial

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey					Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: Homoskedasticity					Null hypothesis: No serial correlation at up to 12 lags				
F-statistic	1.644881	Prob. F(7,52)	0.1437		F-statistic	1.227111	Prob. F(12,40)	0.2992	
Obs*R-squared	10.87710	Prob. Chi-Square(7)	0.1441		Obs*R-squared	16.14462	Prob. Chi-Square(12)	0.1847	
Scaled explained SS	8.630489	Prob. Chi-Square(7)	0.2803						
Test Equation:					Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2					Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares					Method: ARDL				
Date: 04/12/22 Time: 18:31					Date: 04/12/22 Time: 18:28				
Sample: 2007Q1 2021Q4					Sample: 2007Q1 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Presample missing value lagged residuals set to zero.									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008231	0.004851	1.696716	0.0957	LOG(PRECIO M2(-1))	-0.075416	0.088540	-0.851782	0.3994
LOG(PRECIO_M2(-1))	-0.002066	0.001643	-1.257702	0.2141	LOG(WCCL)	0.014515	0.037176	0.390442	0.6983
LOG(WCCL)	0.001218	0.000488	2.497826	0.0157	LOG(MATCCL)	0.044591	0.053665	0.830909	0.4110
LOG(MATCCL)	-0.000922	0.000672	-1.372887	0.1757	DUM2008Q4	0.001338	0.018735	0.071396	0.9434
DUM2008Q4	-4.17E-05	0.000415	-0.100464	0.9204	DUM2011Q4	-0.011242	0.020923	-0.537325	0.5940
DUM2011Q4	-0.000386	0.000413	-0.935798	0.3537	DUM2013Q1	0.010286	0.019940	0.515855	0.6088
DUM2013Q1	-0.000395	0.000414	-0.955347	0.3438	C	0.069863	0.336340	0.207716	0.8365
@TREND	2.20E-05	2.06E-05	1.065610	0.2915	@TREND	0.000978	0.001016	0.962355	0.3417
R-squared	0.181285	Mean dependent var	0.000284		RESID(-1)	0.140064	0.189274	0.740006	0.4636
Adjusted R-squared	0.071073	S.D. dependent var	0.000416		RESID(-2)	-0.069453	0.197655	-0.351383	0.7271
S.E. of regression	0.000401	Akaike info criterion	-12.68237		RESID(-3)	-0.095751	0.208144	-0.460022	0.6480
Sum squared resid	8.36E-06	Schwarz criterion	-12.40313		RESID(-4)	-0.304692	0.205042	-1.486002	0.1451
Log likelihood	388.4712	Hannan-Quinn criter.	-12.57315		RESID(-5)	0.015572	0.198827	0.078317	0.9380
F-statistic	1.644881	Durbin-Watson stat	1.800465		RESID(-6)	-0.100446	0.188128	-0.533923	0.5963
Prob(F-statistic)	0.143677				RESID(-7)	-0.237972	0.199208	-1.194592	0.2393
					RESID(-8)	-0.010246	0.196799	-0.052061	0.9587
					RESID(-9)	0.069706	0.185905	0.374954	0.7097
					RESID(-10)	0.013699	0.190455	0.071927	0.9430
					RESID(-11)	0.150324	0.189436	0.793537	0.4321
					RESID(-12)	0.211992	0.190136	1.114949	0.2715
					R-squared	0.269077	Mean dependent var	5.56E-16	
					Adjusted R-squared	-0.078111	S.D. dependent var	0.016987	
					S.E. of regression	0.017638	Akaike info criterion	-4.976348	
					Sum squared resid	0.012444	Schwarz criterion	-4.278233	
					Log likelihood	169.2904	Hannan-Quinn criter.	-4.703277	
					F-statistic	0.775017	Durbin-Watson stat	1.931364	
					Prob(F-statistic)	0.720325			

Con la inclusión de variables *dummy* se logró obtener un modelo más robusto que superó satisfactoriamente las pruebas de diagnóstico habituales, manteniendo las conclusiones obtenidas en el modelo que no incluía variables *dummy*.

6. Conclusiones y consideraciones finales

En este trabajo se propuso un análisis del mercado de viviendas de CABA utilizando un enfoque de series de tiempo a partir de un modelo de oferta y demanda, intentando responder al interrogante respecto a si los precios en esta ciudad son traccionados por los determinantes habituales de este mercado. Para responder a esta pregunta, se planteó como hipótesis principales que los fundamentos del mercado valuados en pesos deben ser expresadas en dólares por medio del tipo de cambio alternativo y no por el tipo de cambio oficial. La hipótesis se sostiene en que el cepo cambiario afecta a los mercados que

operan en dólares, pero a los cuales no se puede acceder al tipo de cambio oficial, como es el caso del mercado de viviendas. Para fortalecer este argumento se comparó el precio de las viviendas con la evolución del tipo de cambio real calculado con ambas cotizaciones, en el marco del enfoque de bienes transables y no transables, y se confirmó que el precio de los inmuebles presenta una correlación negativa con el tipo de cambio real calculado por medio de la cotización alternativa.

Para la elección de los determinantes, con apoyo en la revisión bibliográfica se realizó una descripción de la evolución de indicadores del sector inmobiliario. A partir de un análisis visual se observó que exhibían una correlación positiva con el ingreso, desde el lado de la demanda, y con los costos de la construcción desde el lado de la oferta. Estas variables resultan ser determinantes sobre el precio en la mayoría de los trabajos revisados. En tanto, aspectos estructurales de la economía argentina permitieron descartar un impacto económicamente relevante de otras variables frecuentemente citadas en la bibliografía, como la tasa de interés de créditos hipotecarios, el índice Merval o los permisos de construcción. Estas variables podrían tener cierto efecto sobre el precio, pero para los objetivos de esta investigación, alcanza con demostrar que la elección del tipo de cambio es muy relevante y que, una vez realizado esto, el precio puede ser explicado en gran parte por sus principales fundamentos.

Debido a que los indicadores de ingreso registran una tendencia similar a el componente mano de obra de los costos de la construcción, sólo se incluyó en el análisis al componente Materiales para evitar problemas de colinealidad entre las variables explicativas. Esto no implica que los costos de mano de obra no tengan influencia sobre el precio de los inmuebles sino que, al tener la misma tendencia que los ingresos tanto en niveles como en variaciones, los efectos se anulan entre sí y en la práctica es necesario excluirlos.

Los resultados obtenidos a partir de los modelos especificados permitieron corroborar la hipótesis de investigación que sostiene que la evolución de los precios de los inmuebles se explica por sus determinantes nominados al tipo de cambio alternativo y no al tipo de cambio oficial. Ninguno de los modelos en los cuales se usaron variables transformadas al tipo de cambio oficial tuvo resultados estadísticamente significativos. Contrariamente, los modelos

especificados con variables nominadas al tipo de cambio paralelo mostraron en todos los casos resultados satisfactorios, logrando superar la prueba de límites e indicando que hay una relación de largo plazo entre el ingreso y los materiales de construcción sobre el precio de los inmuebles. Esto, se verificó para los modelos especificados con una sola variable y en aquellos que incluyeron dos variables. Asimismo, la inclusión de dos variables en el mismo modelo mejoró su capacidad predictiva, reforzando la idea de que estas variables son determinantes válidos de los precios de los inmuebles.

Con la corroboración de esta hipótesis se pudo avanzar en dar respuesta a la pregunta de investigación. Los análisis econométricos reflejan a través de la bondad de ajuste que tanto el ingreso como los materiales de la construcción explican gran parte de las variaciones del valor del metro cuadrado. Además, se utilizaron el PIB y el índice de salarios para aproximar los ingresos. Los dos proxis mostraron resultados satisfactorios, aunque el modelo estimado con salarios ofreció resultados ligeramente mejores en términos de bondad de ajuste. Desde la perspectiva de los costos, el componente Materiales resultó ser una variable significativa sobre el precio de las propiedades.

Posteriormente se realizó un ejercicio para avanzar en la determinación de un modelo que sea más robusto y explique mejor el precio de los inmuebles. Entre las cinco especificaciones propuestas, se partió del modelo que verificó la mayor bondad de ajuste, con los salarios y materiales de construcción como variables explicativas, y se incorporaron 3 variables *dummy* para observaciones que fueron interpretadas como *outliers*. Esto permitió que el modelo pueda superar los tests de diagnóstico habituales dando cuenta de su robustez, con residuos distribuidos normalmente y rechazando la presencia de correlación serial y heterocedasticidad.

Este modelo explica aproximadamente un 62% de la variación del precio de los inmuebles entre 2006 y 2021, un buen resultado a partir de la información disponible sobre este sector y con las dificultades que adquieren los análisis econométricos al estudiar variables nominadas en monedas diferentes. La metodología de modelos ARDL también permitió estimar un modelo de corto plazo de corrección de errores. En este caso, en el corto plazo ni el ingreso ni los materiales de construcción fueron significativos. Este resultado no es

sorprendente en un mercado que naturalmente tiene poca liquidez y elevados costos de transacción, a pesar de que en algunos trabajos revisados en la bibliografía se ha encontrado evidencia en sentido opuesto. Esto puede variar según cada caso de estudio y depende, entre muchos factores, de las características estructurales de la oferta y de las preferencias de los consumidores.

Por otro lado, el modelo de corto plazo tiene un coeficiente de ajuste negativo y menor a la unidad, por lo cual el modelo no es divergente ante un shock y logra corregir su desvío respecto al equilibrio en aproximadamente 2 periodos.

Es conveniente interpretar el sentido económico de los resultados obtenidos. Una de las motivaciones de este trabajo era explicar la caída reciente de los precios de los inmuebles. A partir de los indicadores analizados, es fácil inferir que las restricciones a la compra de divisas afectan particularmente al mercado de inmuebles. Si bien es prácticamente indudable que esta medida incrementa automáticamente los costos de transacción y complica las operatorias de compra y venta, es difícil atribuir toda la caída del precio a esta sola cuestión por lo cual, es necesaria una explicación adicional para entender este fenómeno.

Entonces, ¿qué sucede con el mercado de inmuebles cuando se implementa un cepo cambiario? Antes de responder a esta pregunta, es necesario comprender que el cepo está vinculado a la escasez de divisas y es una política que intenta —con un éxito relativo— evitar grandes fluctuaciones sobre el tipo de cambio. En definitiva, es reflejo de una mayor presión sobre la cotización del dólar, dado que sin el cepo el valor del dólar oficial sería superior. En este sentido, la brecha entre las dos cotizaciones es también un indicador que anticipa una devaluación.

Esta política afecta a aquellos bienes en dólares a los cuales no se puede acceder al tipo de cambio oficial, como es el caso de los inmuebles. En este marco, los compradores de viviendas deben adquirir los dólares a un tipo de cambio más elevado, mejor reflejado por la evolución paralela. De esta manera, los principales determinantes del mercado, el ingreso y los materiales, exhiben

una caída en dólares al tipo de cambio alternativo que presiona a la baja al precio de los inmuebles.

¿Qué hubiese pasado con el precio de los inmuebles sino se hubiese aplicado un cepo cambiario? El contra fáctico permite suponer que las presiones cambiarias hubiesen redundado en una fuerte corrección del tipo de cambio oficial, por lo cual, los determinantes en dólares hubiesen registrado una caída, tal vez similar en magnitud, a la que realmente se observó al tipo de cambio alternativo. En tanto, si bien la implementación del cepo genera automáticamente un incremento en los costos de transacción, un escenario de alta volatilidad cambiaria también genera costos adicionales sobre las operaciones inmobiliarias.

Una consideración que puede jugar en contra de la opción de restringir el mercado de divisas es el hecho de que en el corto plazo una devaluación del tipo de cambio oficial se traslada de manera más directa sobre todos los precios de la economía y también obliga a adelantar las negociaciones paritarias. Este escenario puede conducir a que los ingresos corrijan rápidamente parte del deterioro que exhibieron en dólares, por lo cual, la caída en la demanda de inmuebles podría ser menor contemplando un horizonte temporal corto.

Además, la implementación de las restricciones al mercado de cambios tiene otro efecto adicional sobre el mercado de inmuebles que no está siendo advertido. Al incorporar un cepo, se produce un encarecimiento relativo del conjunto de bienes y servicios nominados en dólares a los cuales no se puede acceder al tipo de cambio oficial, en relación con los otros bienes y servicios a los cuales si se puede acceder. En la canasta de los consumidores, el consumo de este conjunto de bienes y servicios relativamente más caros es potencialmente sustituido por el consumo del otro conjunto de bienes y servicios que, tras la imposición del cepo cambiario, son ahora relativamente más baratos

En el largo plazo, no es tan fácil determinar qué decisión sobre el mercado de cambios afectaría más al precio de los inmuebles, aunque todas estas consideraciones indican que un contexto de presiones sobre el tipo de cambio

impactará sobre los precios de los inmuebles debido a que, a pesar de estar nominados en dólares, recibirán este impacto desde el lado de sus fundamentos.

Retornando a la discusión de los fundamentos de este mercado, si bien se ha determinado un efecto significativo de los salarios y los materiales sobre el precio de los inmuebles, hay otro conjunto de variables y factores que no son contemplados en el modelo propuesto y que quedará para futuras investigaciones. Además, en los periodos de cepo cambiario también puede observarse un desacople entre el precio y estos fundamentos vinculado un incremento en la incertidumbre de los agentes del mercado, fomentando comportamientos irracionales y alterando el proceso de formación de expectativas.

Entre algunos de los eventos que pudiesen haber tenido un efecto sobre este mercado y que pueden complementar los resultados obtenidos, se destaca la implementación de la ley de alquileres en mayo de 2020 que generó una caída en la oferta de inmuebles de alquiler y podría haber desincentivado la demanda de departamentos como un bien de capital. Por otro lado, en 2019 el Banco Central de la República Argentina autorizó a los titulares de préstamos hipotecarios un adelanto de hasta US\$100.000 adquiridos en el mercado oficial de cambios para la compra de inmuebles destinados para la vivienda única, familiar y permanente¹⁰. Asimismo, el lanzamiento en abril de 2016 del programa de créditos indexados por UVA también podría haber tenido un efecto adicional sobre la demanda de inmuebles. Estos ejemplos dan cuenta de que el mercado de viviendas es intervenido periódicamente y ayudan a comprender los límites del poder explicativo de los modelos propuestos.

El objetivo de este trabajo se limita a ofrecer una metodología para entender la evolución del precio de los inmuebles a través de dos de sus grandes determinantes, superando la complicación de trabajar con variables nominadas en dólares y en pesos. A partir de aquí, se puede recorrer un nuevo camino — incorporando variables no tenidas en cuenta—, para encontrar un modelo que

¹⁰ Comunicación "A" 6787

ajuste mejor a los datos observados y que permita elaborar escenarios de proyecciones, o bien observar el impacto aislado de cada determinante.

Para futuras investigaciones quedará pendiente continuar este análisis a medida que se incorporen datos a la muestra o replicar este estudio para otras ciudades de Argentina.

7. Bibliografía

Abelson, P., Joyeux, R., Milunivich, G., Chung, D. Explaining House Prices in Australia: 1970–2003. 2005.

Abonazel, M. Using the ARDL bound testing approach to study the inflation rate in Egypt. 2020.

Achintya, R., Indrani, R. Stability of housing prices in mayor US cities. 2008.

Bahmani-Oskooee, M. Housing prices and real effective exchange rates in 18 OECD countries: A bootstrap multivariate panel Granger causality. 2018.

Bahmani-Oskooee, M., Ghodsi, S, Asymmetric causality between the U.S. housing market and its stock market: Evidence from state level data.

Bartik, T. The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Price Models. 1987.

Bramley, G. Housing market models and planning. 2013.

Campbell, J., Shiller, R. Valuation ratios and the long-run stock market outlook: an update. 2001.

Capozza, D., Seguin, P. Expectations, efficiency, and euphoria in the housing market. 1995.

Case, K., Quigley, J., Shiller, R. Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. 2003.

Case, K., Shiller, R. Is there a bubble in the housing market? 2004.

Case, K., Shiller, R. The efficiency of the market for single family homes. 1988.

Coremberg, A. El precio de la vivienda en Argentina: un análisis econométrico de sus determinantes fundamentales. 2000.

Cristini, M., Moya, R., Bermudez, G. Argentina`s Housing Market in the 2000s. 2011.

Díaz, A., Luengo-Prado, M. The user cost, home ownership and housing prices: Theory and evidence from the US. 2011.

Gallin, J. The long-run relationship between house prices and income: Evidence from local housing markets. 2003.

Gallin, J. The long-run relationship between house prices and rents. 2004.

Ghodsi, S. Nonlinear ARDL Approach and the Housing Market in the U.S. 2017.

Grimes, A., Aitken, A. House Prices and Rents: Socio-Economic Impacts and Prospects. 2007.

Gujarati, D., Porter, D. Econometría. Quinta edición. 2009.

Hamilton, J. Time series analysis. 1994.

Hernandez Díaz, G., Piraquive Galeano G. Evolución de los precios de la vivienda en Colombia. 2014.

Idrovo, B., Lennon, J. Precios de viviendas nuevas: análisis de cointegración para el caso del Gran Santiago, Chile. 2013.

Inglesi-Lotz, R., Gupta, R. Relationship between house prices and inflation in South Africa: an ARDL approach. 2011.

Kain, J. Quigley, J. Evaluating the quality of the residential environment. 1969.

Katrakilidis, C., Trachanas, E. What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. 2012.

Kenny, G. The Housing Market and the Macroeconomy: Evidence From Ireland. 1998.

Malpezzi, S. A simple error correction modelo of house prices. 1998.

Malpezzi, S. Economic Analysis of housing markets in developing and transition economies. 2014.

Muellbauer, J., Murphy, A. Booms and busts in the UK housing markets. 1997.

Muellbauer, J., Murphy, A. Housing markets and the economy: the assessment. 2008.

Palmquist, R. Estimating the Demand for the Characteristics of Housing. 2014.

Pasquini, R. Effects of Regulating the Brokerage Commission in the Rental Market: Evidence from Buenos Aires. 2021.

Piazzesi, M., Schneider, M. Housing and macroeconomics. 2016.

Pesaran, M.H., Y Shin, R.J. Smith. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Levels Relationships, Journal of Applied Econometrics, Special Issue, in honor of JD Sargan on the theme "Studies in Empirical Macroeconomics. 2001

Poterba, J. House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. 1991.

Poterba, J. Tax subsidies to owner-occupied housing an asset market approach. 1984.

Orrego, F. Precios de las viviendas en Lima. 2015.

Piazzesi, M., Scheneider, M. Housing and macroeconomics. 2016.

Pyhrr, S., Roulac, S., Born, W. Real Estate Cycles and Their Strategic Implications for Investors and Portfolio Managers in the Global Economy. 1999

Ridker, R., Henning, J. The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution. (1967).

Silva, C., Vio, C. Los precios de vivienda y factores macroeconómicos: el caso de Chile. 2015.

Stevenson, S. Modeling Housing Market Fundamentals: Empirical Evidence of Extreme Market Conditions. 2008.

8. Anexo

Cuadro Anexo 1 | Modelo de Precio del M2 y tipo de cambio real

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0)					Selected Model: ARDL(1, 4)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 57				
Levels Equation					Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(REER3500)	-0.927052	0.849553	-1.091223	0.2798	LOG(REERCCL)	-0.391938	0.031787	-12.33019	0.0000
@TREND	-0.002525	0.018182	-0.138868	0.8901	@TREND	0.012590	0.000422	29.86022	0.0000
EC = LOG(PRECIO_M2) - (-0.9271*LOG(REER3500) - 0.0025*@TREND)					EC = LOG(PRECIO_M2) - (-0.3919*LOG(REERCCL) + 0.0126*@TREND)				
F-Bounds Test					F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship					Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000					Asymptotic: n=1000				
F-statistic	5.995798	10%	4.05	4.49	F-statistic	16.44786	10%	4.05	4.49
k	1	5%	4.68	5.15	k	1	5%	4.68	5.15
		2.5%	5.3	5.83			2.5%	5.3	5.83
		1%	6.1	6.73			1%	6.1	6.73
Actual Sample Size	60	Finite Sample: n=60			Actual Sample Size	57	Finite Sample: n=60		
		10%	4.203	4.693			10%	4.203	4.693
		5%	4.98	5.527			5%	4.98	5.527
		1%	6.78	7.377			1%	6.78	7.377
		Finite Sample: n=55					Finite Sample: n=55		
		10%	4.23	4.73			10%	4.23	4.73
		5%	5.013	5.547			5%	5.013	5.547
		1%	6.893	7.537			1%	6.893	7.537

Cuadro Anexo 2 | Modelo 1 al tipo de cambio oficial

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.118172	0.213781	0.552770	0.5826
@TREND	-0.000393	0.000694	-0.565915	0.5737
LOG(PRECIO_M2(-1))*	-0.043060	0.055850	-0.771005	0.4439
LOG(W3500)**	0.023588	0.018407	1.281442	0.2053
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				
Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(W3500)	0.547783	0.529133	1.035246	0.3050
@TREND	-0.009119	0.027437	-0.332374	0.7408
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.5478*LOG(W3500) - 0.0091*@TREND)				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.910603	10%	4.05	4.49
k	1	5%	4.68	5.15
		2.5%	5.3	5.83
		1%	6.1	6.73
Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	4.203	4.693
		5%	4.98	5.527
		1%	6.78	7.377

Cuadro Anexo 3 | Modelo 2 al tipo de cambio oficial

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.165837	0.220798	0.751080	0.4557
@TREND	-0.000170	0.000741	-0.229520	0.8193
LOG(PRECIO_M2(-1))*	-0.063500	0.061178	-1.037955	0.3038
LOG(PIB3500)**	0.033350	0.022040	1.513180	0.1359
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				
Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB3500)	0.525199	0.341699	1.537022	0.1299
@TREND	-0.002677	0.014113	-0.189677	0.8502
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.5252*LOG(PIB3500) - 0.0027*@TREND)				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	5.175498	10%	4.05	4.49
k	1	5%	4.68	5.15
		2.5%	5.3	5.83
		1%	6.1	6.73
Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	4.203	4.693
		5%	4.98	5.527
		1%	6.78	7.377

Cuadro Anexo 4 | Modelo 3 al tipo de cambio oficial

ARDL Long Run Form and Bounds Test Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2) Selected Model: ARDL(1, 0) Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend Sample: 2006Q4 2021Q4 Included observations: 60				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058078	0.246927	0.235202	0.8149
@TREND	-0.000807	0.000636	-1.267980	0.2101
LOG(PRECIO_M2(-1))*	0.009870	0.044589	0.221345	0.8256
LOG(MAT3500)**	-0.014739	0.045112	-0.326723	0.7451
* p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				
Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MAT3500)	1.493379	6.753536	0.221125	0.8258
@TREND	0.081747	0.310552	0.263230	0.7933
$EC = LOG(PRECIO_M2) - (1.4934 * LOG(MAT3500) + 0.0817 * @TREND)$				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.282602	10%	4.05	4.49
k	1	5%	4.68	5.15
		2.5%	5.3	5.83
		1%	6.1	6.73
Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	4.203	4.693
		5%	4.98	5.527
		1%	6.78	7.377

Cuadro Anexo 5 | Modelo 4 al tipo de cambio oficial

ARDL Long Run Form and Bounds Test Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2) Selected Model: ARDL(1, 0, 0) Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend Sample: 2006Q4 2021Q4 Included observations: 60				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.785849	0.377785	2.080151	0.0422
@TREND	0.000123	0.000716	0.171874	0.8642
LOG(PRECIO_M2(-1))*	-0.087668	0.058155	-1.507476	0.1374
LOG(W3500)**	0.068841	0.027874	2.469688	0.0167
LOG(MAT3500)**	-0.142526	0.067398	-2.114692	0.0390
* p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				
Levels Equation Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(W3500)	0.785247	0.384033	2.044738	0.0457
LOG(MAT3500)	-1.625753	1.073613	-1.514282	0.1357
@TREND	0.001404	0.007305	0.192197	0.8483
$EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.7852*LOG(W3500) - 1.6258*LOG(MAT3500) + 0.0014*@TREND)$				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	5.029271	10%	3.38	4.02
k	2	5%	3.88	4.61
		2.5%	4.37	5.16
		1%	4.99	5.85
		Finite Sample: n=60		
Actual Sample Size	60	10%	3.54	4.235
		5%	4.18	4.938
		1%	5.62	6.503

Cuadro Anexo 6 | Modelo 5 al tipo de cambio oficial

ARDL Long Run Form and Bounds Test Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2) Selected Model: ARDL(1, 0, 0) Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend Sample: 2006Q4 2021Q4 Included observations: 60				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.708434	0.357108	1.983807	0.0523
@TREND	0.000349	0.000773	0.450871	0.6539
LOG(PRECIO_M2(-1))*	-0.104412	0.063520	-1.643780	0.1059
LOG(PIB3500)**	0.071582	0.029426	2.432611	0.0183
LOG(MAT3500)**	-0.112682	0.059092	-1.906887	0.0618
* p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				
Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIB3500)	0.685566	0.281967	2.431372	0.0183
LOG(MAT3500)	-1.079197	0.707336	-1.525722	0.1328
@TREND	0.003339	0.005522	0.604593	0.5479
$EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.6856*LOG(PIB3500) - 1.0792*LOG(MAT3500) + 0.0033*@TREND)$				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.973406	10%	3.38	4.02
k	2	5%	3.88	4.61
		2.5%	4.37	5.16
		1%	4.99	5.85
Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	3.54	4.235
		5%	4.18	4.938
		1%	5.62	6.503

Cuadro Anexo 7 | Modelo 1 al tipo de cambio paralelo

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Levels Equation					ECM Regression				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WCCL)	0.372040	0.038121	9.759543	0.0000	C	1.024524	0.156091	6.563634	0.0000
@TREND	0.008993	0.000855	10.51738	0.0000	CointEq(-1)*	-0.345961	0.053335	-6.486548	0.0000
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.3720*LOG(WCCL) + 0.0090*@TREND)					R-squared	0.420436	Mean dependent var	0.012203	
F-Bounds Test					Adjusted R-squared	0.410444	S.D. dependent var	0.028919	
Null Hypothesis: No levels relationship					S.E. of regression	0.022205	Akaike info criterion	-4.744273	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Sum squared resid	0.028596	Schwarz criterion	-4.674461	
Asymptotic: n=1000					Log likelihood	144.3282	Hannan-Quinn criter.	-4.716966	
F-statistic	13.54148	10%	4.05	4.49	F-statistic	42.07530	Durbin-Watson stat	1.650432	
k	1	5%	4.68	5.15	Prob(F-statistic)	0.000000	* p-value incompatible with t-Bounds distribution.		
		2.5%	5.3	5.83					
		1%	6.1	6.73					
Actual Sample Size	60	Finite Sample: n=60							
		10%	4.203	4.693					
		5%	4.98	5.527					
		1%	6.78	7.377					

Cuadro Anexo 8 | Modelo 2 al tipo de cambio paralelo

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Levels Equation					ECM Regression				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBCCL)	0.369023	0.031758	11.61973	0.0000	C	1.189099	0.170250	6.984436	0.0000
@TREND	0.009888	0.000658	15.01744	0.0000	CointEq(-1)*	-0.400585	0.057941	-6.913685	0.0000
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.3690*LOG(PIBCCL) + 0.0099*@TREND)					R-squared	0.451791	Mean dependent var	0.012203	
F-Bounds Test					Adjusted R-squared	0.442339	S.D. dependent var	0.028919	
Null Hypothesis: No levels relationship					S.E. of regression	0.021596	Akaike info criterion	-4.799891	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Sum squared resid	0.027049	Schwarz criterion	-4.730080	
Asymptotic: n=1000					Log likelihood	145.9967	Hannan-Quinn criter.	-4.772584	
F-statistic	15.38360	10%	4.05	4.49	F-statistic	47.79904	Durbin-Watson stat	1.939162	
k	1	5%	4.68	5.15	Prob(F-statistic)	0.000000	* p-value incompatible with t-Bounds distribution.		
		2.5%	5.3	5.83					
		1%	6.1	6.73					
Actual Sample Size	60	Finite Sample: n=60							
		10%	4.203	4.693					
		5%	4.98	5.527					
		1%	6.78	7.377					

Cuadro Anexo 9 | Modelo 3 al tipo de cambio paralelo

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Levels Equation					ECM Regression				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MATCCL)	1.027203	0.432434	2.375395	0.0210	C	0.016248	0.003368	4.824876	0.0000
@TREND	0.007561	0.004812	1.571305	0.1217	CointEq(-1)*	-0.095400	0.021271	-4.484999	0.0000
EC = LOG(PRECIO_M2) - (1.0272*LOG(MATCCL) + 0.0076*@TREND)					R-squared	0.257507	Mean dependent var	0.012203	
F-Bounds Test					Adjusted R-squared	0.244705	S.D. dependent var	0.028919	
Null Hypothesis: No levels relationship					S.E. of regression	0.025133	Akaike info criterion	-4.496535	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Sum squared resid	0.038636	Schwarz criterion	-4.426723	
					Log likelihood	136.8960	Hannan-Quinn criter.	-4.469228	
					F-statistic	20.11521	Durbin-Watson stat	1.681438	
					Prob(F-statistic)	0.000035			
					* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
					Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.473861	10%	4.05	4.49					
k	1	5%	4.68	5.15					
		2.5%	5.3	5.83					
		1%	6.1	6.73					
					Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	4.203	4.693					
		5%	4.98	5.527					
		1%	6.78	7.377					

Cuadro Anexo 10 | Modelo 5 al tipo de cambio paralelo

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Levels Equation					ECM Regression				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PIBCCCL)	0.312148	0.037298	8.368988	0.0000	C	1.119889	0.149982	7.466842	0.0000
LOG(MATCCL)	0.151179	0.078060	1.936715	0.0579	CointEq(-1)*	-0.443964	0.060103	-7.386677	0.0000
@TREND	0.010574	0.000596	17.72903	0.0000	R-squared	0.484733	Mean dependent var	0.012203	
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.3121*LOG(PIBCCCL) + 0.1512*LOG(MATCCL) + 0.0106*@TREND)					Adjusted R-squared	0.475849	S.D. dependent var	0.028919	
F-Bounds Test					S.E. of regression	0.020937	Akaike info criterion	-4.861863	
Null Hypothesis: No levels relationship					Sum squared resid	0.025424	Schwarz criterion	-4.792052	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Log likelihood	147.8559	Hannan-Quinn criter.	-4.834556	
					F-statistic	54.56300	Durbin-Watson stat	1.967036	
					Prob(F-statistic)	0.000000			
					* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
					Asymptotic: n=1000				
F-statistic	12.93519	10%	3.38	4.02					
k	2	5%	3.88	4.61					
		2.5%	4.37	5.16					
		1%	4.99	5.85					
					Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	3.54	4.235					
		5%	4.18	4.938					
		1%	5.62	6.503					

Cuadro Anexo 11 | Modelo 4 al tipo de cambio paralelo sin tendencia

ARDL Long Run Form and Bounds Test Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2) Selected Model: ARDL(1, 0, 0) Case 2: Restricted Constant and No Trend Sample: 2006Q4 2021Q4 Included observations: 60				
Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WCCL)	0.568400	0.155311	3.659758	0.0006
LOG(MATCCL)	0.268613	0.429150	0.625920	0.5339
C	1.000390	1.701135	0.588072	0.5588
$EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.5684*LOG(WCCL) + 0.2686*LOG(MATCCL) + 1.0004)$				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	10.33726	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5
Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	2.738	3.465
		5%	3.288	4.07
		1%	4.558	5.59

Cuadro Anexo 12 | Modelos con costos de mano de obra de la construcción y salarios

ARDL Long Run Form and Bounds Test					ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)					Dependent Variable: DLOG(PRECIO_M2)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0)					Selected Model: ARDL(1, 0, 0)				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Sample: 2006Q4 2021Q4					Sample: 2006Q4 2021Q4				
Included observations: 60					Included observations: 60				
Levels Equation					Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend					Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WCCL)	0.338388	0.153067	2.210723	0.0313	LOG(MOCCL)	0.304875	0.040653	7.499431	0.0000
LOG(MATCCL)	0.233002	0.072620	3.208513	0.0022	LOG(MATCCL)	0.215575	0.082143	2.624379	0.0112
LOG(MOCCL)	-0.057920	0.164658	-0.351758	0.7264	@TREND	0.011432	0.000599	19.08902	0.0000
@TREND	0.010192	0.000863	11.81153	0.0000					
EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.3384*LOG(WCCL) + 0.2330*LOG(MATCCL) - 0.0579*LOG(MOCCL) + 0.0102*@TREND)					EC = LOG(PRECIO_M2) - (0.3049*LOG(MOCCL) + 0.2156*LOG(MATCCL) + 0.0114*@TREND)				
F-Bounds Test					F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship					Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000					Asymptotic: n=1000				
F-statistic	10.88987	10%	2.97	3.74	F-statistic	11.62467	10%	3.38	4.02
k	3	5%	3.38	4.23	k	2	5%	3.88	4.61
		2.5%	3.8	4.68			2.5%	4.37	5.16
		1%	4.3	5.23			1%	4.99	5.85
Finite Sample: n=60					Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	3.13	3.968	Actual Sample Size	60	10%	3.54	4.235
		5%	3.684	4.584			5%	4.18	4.938
		1%	4.928	5.95			1%	5.62	6.503