



Universidad de
San Andrés

Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Licenciatura en Economía

*Dinámica del Mercado Inmobiliario en Ciudad Autónoma de Buenos Aires en el
periodo 1997-2017*

Autores: Rodolfo Nicolás Lanusse e Ignacio Larrague

Legajo: 27277 y 26261

Mentor: Federico Sturzenegger

Buenos Aires, 3 de noviembre de 2020

Agradecimientos

Un gran agradecimiento a todos los miembros de la comunidad de la Universidad de San Andrés ya que marcaron, desde su lugar, un antes y un después en nuestro desarrollo académico y profesional.

Agradecemos a todos los profesores que nos acompañaron a lo largo de este camino, especialmente al Prof. Jorge Baldrich, quien siempre se prestó para escucharnos y aconsejarnos. Agradecemos a Christian Ruzzier por el Taller de Trabajo de Tesis en el que, con sumo cuidado, ordeno nuestras primeras ideas que luego desenlazaron en la producción del presente trabajo, además de ser el nexo entre nosotros y nuestro mentor. Agradecemos enormemente a nuestro mentor Federico Sturzenegger, por su conocimiento, dirección, enseñanza y dedicación, por pulir y moldear nuestras ideas y a animarnos desde el primer momento a encarar este trabajo con herramientas nuevas para nosotros, cuyo estudio y utilización supusieron un crecimiento en nuestras habilidades analíticas y técnicas.

Agradecemos a nuestras familias, amigos y seres queridos por su cariño y apoyo en cada paso de este camino. Finalmente, expresamos nuestro más profundo y sincero agradecimiento a nuestros padres y madres, que nos brindaron la invaluable oportunidad de instruirnos en esta casa de estudios.

Abstract

La motivación de este estudio es determinar en cuanto tiempo aproximadamente el nivel de precios del mercado inmobiliario vuelve a su equilibrio luego de un shock, y cómo estos desvíos del equilibrio afectan al volumen de transacciones. Utilizando la técnica econométrica de *vector error correction* modelizamos el equilibrio de largo plazo y la dinámica de corto plazo de los precios reales promedio por metro cuadrado de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires con respecto a los salarios medios reales y el tipo de cambio real bilateral (USA), a partir de una muestra de datos mensuales del periodo 1997-2017. Encontramos que el mercado se corrige alrededor del 11% en cada uno de los periodos posteriores al shock, volviendo al equilibrio en 9 meses aproximadamente. En la segunda etapa de nuestro estudio, regresionamos la cantidad de actos de compra venta de inmuebles en contra de los desvíos del equilibrio de largo plazo, controlando estacionalidad con una *dummy* mensual, encontrando que existe una relación negativa entre estos. La relación observada supone que, por cada aumento en una unidad de los desvíos del equilibrio de largo plazo, las transacciones caen en un 53%. Esto quiere decir que cuando el precio en el mercado esta caro relativo a su equilibrio de largo plazo las transacciones se reducen.

Universidad de
San Andrés

ÍNDICE

1. Introducción	5
2. Una breve revisión de literatura acerca del mercado de Real Estate a nivel mundial.....	8
3. Contexto	13
4. El Modelo.....	17
Elección de Variables y Datos	17
5. Metodología	19
6. Resultados y Observaciones.....	20
Augmented Dickey-Fuller Test.....	20
Selección Orden de <i>Lag Length</i>	21
Test de Cointegración de Johansen.....	21
Vector Error Correction Model.....	22
Controles Post Estimación	25
7. Regresión Lineal Múltiple.....	26
8. Conclusiones	29
9. Anexo.....	32
10. Bibliografía y material de referencia	40

1. Introducción

Alrededor del mundo el mercado inmobiliario es uno de los grandes componentes en la economía de los países, siendo una de las principales herramientas que utilizan los individuos para realizar inversiones y ahorrar. La alta incidencia del *real estate* dentro de las economías mundiales ha llegado a causar grandes crisis como la de las hipotecas “subprime” en 2008. Por lo tanto, es este un mercado de vital importancia en la economía de las naciones.

La economía argentina no es la excepción y en los últimos años la gente se ha inclinado cada vez más por este tipo de inversiones. Dado que el sistema financiero argentino es sumamente inestable e imprevisible, uno de los pocos sectores que ha brindado seguridad a los argentinos para invertir es el sector inmobiliario. Desde principios de los años 2000 creció notablemente la cantidad de ahorros que se destinaron a la compraventa de inmuebles en detrimento del ahorro en entidades bancarias.

Una historia con numerosas intervenciones del estado en los ahorros depositados en bancos generó gran desconfianza en el sistema bancario argentino, que no garantiza la seguridad de la propiedad privada. Sobre todo, luego de la crisis del 2001, son muchos los argentinos que evitan invertir sus ahorros en el sistema bancario. Por el contrario, la compra de inmuebles tiende a ser más segura para los inversores, en gran parte porque los precios están denominados en dólar y no están sujetos a la inflación del peso argentino. Además, suele ser un mercado en donde aún se respeta la propiedad privada, lo cual genera mayor seguridad si se toma como alternativa al sistema bancario.

Es importante remarcar que los precios del sector inmobiliario están influenciados por diversas variables económicas como el tipo de cambio, el nivel de precios y los salarios de la población. En ocasiones, los cambios en las variables mencionadas generan grandes desequilibrios del mercado inmobiliario. Estos desequilibrios se corrigen en la medida que los precios en el sector inmobiliario respondan a los cambios en las variables económicas. Dicho esto, cabe destacar que la reacción del mercado inmobiliario no se da inmediatamente. Con lo cual es importante saber cuánto tiempo le lleva al mercado inmobiliario volver a una situación de equilibrio.

A efectos de una devaluación, los precios de las propiedades en Argentina aumentan en términos de salarios ya que los precios de las propiedades están determinados en dólares, mientras que los salarios lo están en pesos. Esto genera una caída en la cantidad de escrituras por compraventa de inmuebles. La respuesta ante este desequilibrio es una reducción en los precios de las propiedades.

El objetivo de este trabajo es estudiar cuánto tarda el mercado inmobiliario en normalizarse luego de un shock, es decir, cuanto tiempo pasa desde que aparece el shock y el mercado inmobiliario reacciona volviendo a una situación de equilibrio, ya sea con una variación en el precio de los inmuebles, un cambio de la cantidad de escrituras, o ambas. Para eso debemos entender cuáles son los determinantes de largo plazo del valor de las propiedades.

Es probable que muchos de los desequilibrios que se generan en el mercado inmobiliario argentino sean porque los precios están expresados en dólares. Siendo la Argentina una economía tan inestable, en donde las grandes devaluaciones son recurrentes, en muchas ocasiones los precios de las propiedades en dólares son la única alternativa para que las propiedades no pierdan valor. Si bien esto es una de las grandes ventajas que tiene invertir en real estate en Argentina, los precios de las propiedades tienden a ser menos flexibles que los demás precios de la economía dado que el dólar es una moneda mucho más estable. Por lo tanto, dado que la economía argentina es altamente propensa a los cambios en sus distintas variables, el hecho de que los precios de las propiedades están expresados en dólares hace que sean más inflexibles ante los cambios, y por lo tanto se generen desequilibrios.

En el largo plazo, tal como muestra el gráfico realizado por Juan José Cruces, es posible que una buena medida para definir el valor de las propiedades sea a través de salarios reales o UVAs ya que no tienen fluctuaciones grandes como el tipo de cambio, y representan en mayor y mejor medida el poder adquisitivo de las personas. Es por eso, que en este trabajo se analizará la relación que hay entre los precios por metro cuadrado en el sector inmobiliario y los salarios reales.

Figura 1.



Pesos de poder adquisitivo constante de -2017. Fuentes: IPC-INDEC (1976 a 2006 y May-2016 en adelante), Buenos Aires City-Bevacqua (2007 hasta Nov-2015, Congreso Dic-2015 a Abr-2016). En el mercado se usaba un dólar "celeste" mezcla de oficial y blue. Puede verse el mismo en línea celeste.

Universidad de

San Andrés

Para la siguiente investigación se creará una serie de tiempo con el fin de interpretar como las variables económicas interactúan en el tiempo con los precios y cantidades de transacciones en el mercado inmobiliario. El análisis se centrará en el mercado inmobiliario de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. El primer modelo se propone explicar la variable "precio real por metro cuadrado" con las variables explicativas "salario real" y "tipo de cambio real". El segundo modelo buscará explicar, a través de una regresión multivariable simple, la variable "Cantidad de escrituras de compraventa de inmuebles" tomando como variable independiente el "error del vector de cointegración" generado por el primer modelo. Luego analizaremos cómo se relacionan estas variables ante los distintos shocks que ocurren en la economía.

2. Una breve revisión de literatura acerca del mercado de Real Estate a nivel mundial

En el paper *Real Estate Prices and Economic Cycles* de John M. Quigley (2002) se realiza un estudio de los vínculos que existen entre los precios del mercado inmobiliario y las condiciones económicas generales. El estudio se basa en una investigación empírica de los efectos de las condiciones económicas sobre el precio de las viviendas. En particular hace una comparación entre los “economic fundamentals” y la historia del mercado inmobiliario para ver cuál de los dos tiene mayor influencia en los precios de los inmuebles.

Para realizar los modelos utiliza una serie de datos confeccionada con Christian Redfearn en 1997 que cuenta con una descripción de las condiciones económicas anuales de una serie de 41 áreas metropolitanas de Estados Unidos. Las medidas utilizadas para determinar la condición económica son: población, empleo, ingreso, inicios de vivienda y permisos, tasas de vacantes, y actividad hipotecaria. Los datos del mercado inmobiliario incluyen variables como: IPC, empleo e ingreso desagregado por industria, número de hogares y población total, tasas de vacantes para viviendas ocupadas por propietario, oficinas comerciales, viviendas de alquiler, tasas de desempleo, volumen de hipotecas para compra y refinanciación, y volumen de venta de inmuebles.

Para hacer el modelo, Quigley (2002) determina la demanda del mercado inmobiliario como una función de los precios de las viviendas, el ingreso y un vector de variables exógenas X . La demanda tiene relación positiva con el ingreso y negativa con los precios. Por otro lado, la oferta está dada como función de los precios, las vacantes y un conjunto de variables exógenas Y . En este caso, la oferta aumenta cuando aumentan los precios y disminuye con las vacantes según el autor.

Uno de los resultados que obtiene Quigley (2002) en su modelo sugiere que un aumento del 10% en los ingresos de un hogar está asociado con un aumento del 2% en el precio de las viviendas ocupadas por propietarios. Además, cuando se agregan los permisos de construcción, los resultados indican que hay mayor actividad de construcción en las áreas metropolitanas con mayores precios de viviendas, y tal como era de esperarse los precios son menores en regiones con alta tasa de vacantes. Según el autor, la especificación más completa muestra el 29% de la variación en el logaritmo de los precios de los inmuebles.

Luego, presenta una tabla en donde muestra que la mayor parte de la variación en el logaritmo de los precios de los inmuebles está determinada por el movimiento de los anteriores precios. A tal punto, que periodos de uno y dos lags explican más del 96% de la variación en los precios.

De todas maneras, esto no les resta importancia a las condiciones económicas. Los cambios en el nivel de empleo, ingreso, número de hogares y números de permisos de construcción tienen gran influencia sobre el curso de los precios de los inmuebles.

Por último, Quigley (2002) analiza la capacidad que tienen los modelos para predecir puntos de inflexión en los precios del mercado inmobiliario. En uno de sus modelos las variables son los precios anteriores del mercado inmobiliario, en otro las condiciones económicas y en otro una mezcla de ambos. La conclusión a la cual arribó fue que el número de predicciones correctas o incorrectas sobre el precio de los inmuebles mejoraba cuando se combinaban datos de las condiciones económicas locales con precios de inmuebles en anteriores periodos. Esto según el autor es un claro indicio de que las variables económicas son determinantes importantes del curso de los precios de los inmuebles, y son relevantes a la hora de predecir puntos de inflexión en las tendencias de los precios de las viviendas. Sin embargo, las condiciones económicas aisladas dejan mucho sin explicar.

En el paper *Modelling the housing market in OECD Countries*, motivados por el surgimiento de burbujas en los distintos mercados de bienes raíces de varios países ocurridas luego de la caída del mercado inmobiliario estadounidense, Arestisa y Gonzalez (2013) estudian la evolución de los precios del mercado inmobiliario desde una perspectiva global. Para contribuir a la literatura pertinente a la temática, utilizan un modelo teórico, que identifica los componentes principales en la apreciación de los precios inmobiliarios como, por ejemplo, el ingreso, elementos financieros, política fiscal o demografía. Luego, para continuar el análisis, prueban su hipótesis empíricamente a través de la técnica econométrica del *vector error correction* sobre una muestra de 18 países pertenecientes a la OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*) del periodo 1970-2011. Este modelo les permite modelar la dinámica de corto plazo y el equilibrio en el largo plazo de los precios inmobiliarios, explicados por las variables independientes de *disposable real income*, *residential investment*, *volume of credit banking*, *mortgage rate*, *ratio of taxation to property/house price*, *ratio of unemployment* y *population*.

Sus resultados revelan que en el largo plazo existe una relación positiva entre los precios reales del sector inmobiliario y el ingreso, en las economías de Bélgica, Canadá, Alemania, Irlanda, Italia, Japón, Nueva Zelanda, Noruega, España, Suecia, Suiza y Reino Unido, pero en la dinámica de corto plazo solo es significativa en los casos de Japón, Reino Unido e Italia. Por su parte, la variable de *residential investment* también contribuye a explicar el desarrollo de los niveles de precios en el largo plazo en los casos de Alemania, Noruega y España, pero solamente es significativa en el corto plazo en el caso de España. El crecimiento demográfico también ejerce un impacto significativo en los precios inmobiliarios en los casos de Australia, Bélgica, Finlandia, Canadá, Francia, Países Bajos, Nueva Zelanda, Noruega, España, Suiza y Reino Unido. Sin embargo, en la dinámica de corto plazo impacta significativamente únicamente en Australia, Nueva Zelanda, Noruega y Suiza. El desempleo es un factor determinante en el equilibrio de largo plazo en los casos de Australia, Dinamarca, Finlandia, Irlanda, Italia y los Países Bajos, pero en el corto plazo solamente lo es en Dinamarca y Francia. Con respecto a los *mortgage rates*, estas impactan significativamente en el caso de los precios de las economías de Canadá, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos, pero en el corto plazo impacta significativamente solamente en Estados Unidos, Suecia y Reino Unido. Además, los impuestos sobre bienes inmuebles tienen impacto significativo en el equilibrio de largo plazo en los casos de Australia, Bélgica, Finlandia, Japón, Países Bajos, Nueva Zelanda, Noruega, España, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos, mientras que en el corto plazo es significativo en Bélgica, Finlandia, Nueva Zelanda y Noruega. Finalmente, el volumen de los créditos bancarios impacta significativamente en el equilibrio de largo plazo en los casos de Dinamarca, Alemania, Japón, Suiza y los Estados Unidos, pero en la dinámica de corto plazo el impacto es significativo únicamente en Japón y Alemania.

El texto *Forecasting and assessing Euro Area prices through the lens of key fundamentals* de Gattini y Hiebert (2010) hace un modelo de predicción de los precios del mercado en el sector inmobiliario correlacionándolos con la macroeconomía. Para esto estima un VECM con datos trimestrales de 1970-2009 utilizando variables de oferta y demanda que determinan el equilibrio del mercado inmobiliario europeo y su dinámica. Estas variables son: la inversión en el mercado inmobiliario, el ingreso real disponible y una medida de la tasa real de interés.

El motivo del trabajo fue la volatilidad del mercado europeo, que mostró un gran crecimiento en los precios de los inmuebles desde comienzos del 2000 hasta 2007, seguido por una caída precipitada en los dos años siguientes. En estos periodos las métricas habituales para medir el equilibrio mostraban variaciones en el grado subvaluación o sobrevaluación del mercado. La metodología utilizada por Gattini y Hiebert (2010) para estudiar estos movimientos del mercado fue un VECM, ya que es un buen instrumento para estimar fluctuaciones dinámicas en una tendencia de largo plazo. El modelo resultante es utilizado en este caso para generar predicciones sobre el precio de las viviendas, y para la identificación y análisis de los shocks.

Los resultados del modelo sugirieron que el mercado inmobiliario de la zona euro fue sobrevalorado durante principios de la década del 2000 para luego sufrir un periodo de estancamiento en el cual la valuación de los inmuebles volvió al equilibrio. Además, a partir del VECM se identificaron cuatro tipos de shock: shock de demanda de inmuebles, shock permanente del costo de financiación, y shocks de tecnología, tanto en la economía como en el mercado inmobiliario.

El modelo de Gattini y Hiebert (2010) además predice que los precios reales del mercado inmobiliario en la zona euro deberían caer hasta el final del año 2010. Poniéndolo en magnitudes, el modelo predice una depreciación acumulativa del 8% en términos reales durante 3 años a partir del 2007. Esto debe ser comparado con un incremento de los precios reales de un 45% desde 1997 hasta su pico en 2007. Además, los autores muestran que el anterior ciclo de precios del mercado inmobiliario mostró un crecimiento de los precios reales de un 25% entre 1986 y 1991, seguido por una contracción del 8% durante los siguientes 6 años.

Una vez analizados los resultados del VECM de Gattini y Hiebert (2010) hay una clara diferencia entre el periodo de recuperación de un ciclo de precios del mercado inmobiliario europeo y el otro. La predicción del modelo muestra que la reducción en los precios reales sería de un 8% luego del pico en 2007. Esta magnitud es igual a la reducción que sufrieron los precios reales luego del pico en 1991. Sin embargo, la predicción del modelo estima que la reducción del 8% en los precios reales luego del pico duraría 3 años, mientras que en la década de 1990 se tomó el doble de tiempo. De esta manera, sugieren una recuperación más rápida a partir del pico en 2007, dada por una recesión más veloz y corta. Además, mientras que en el anterior ciclo los precios perdieron un 30% del valor que habían ganado durante el periodo alcista,

el modelo predice que en esta ocasión la disminución de los precios sería cercana al 18%.

Por último, Gattini y Hiebert (2010) llegan a la conclusión de que durante el último “boom” de precios reales analizado, uno de los mayores determinantes del aumento en los precios es el ingreso real disponible per cápita. Según los autores, este componente se vuelve cada vez más importante a la hora de explicar las tendencias de largo plazo del mercado inmobiliario.

El trabajo *The Dynamics of House Prices in Israel and the Effect of the Investor’s Fear Gauge* de Weiner y Fuerst (2017) investiga y busca elucidar, por medio de análisis de cointegración y modelos de error-corrección, las principales variables macroeconómicas que conducen los precios inmobiliarios en Israel, además de testear la divergencia de los precios observados con los *fundamentals* subyacentes como el crecimiento demográfico, bajo desempleo, baja tasa de interés y restricciones en la oferta.

Los autores desarrollan el estudio con una muestra comprendida por datos de las variables, con frecuencias cuatrimestrales, del periodo 1998-2013. Modelando el equilibrio de largo plazo de la relación entre los precios de bienes raíces con factores macroeconómicos, encuentran una desviación de aproximadamente el 20% de los precios en el mercado inmobiliario con respecto a su valor fundamental. Por otro lado, los resultados sugieren que, en el largo plazo, insuficiencia en la oferta de inmuebles, además del crecimiento demográfico puede explicar la mayor parte del incremento de los precios. Asimismo, se observa que la combinación de bajas tasas de interés, baja tasa de desempleo y el crecimiento de las rentas también contribuyeron al crecimiento del nivel de precios. También hallan evidencia empírica que en la relación de largo plazo hay presencia de efecto sustitución en el cual el mercado de stocks y el mercado inmobiliario actúan como una alternativa de inversión para hogares e inversores.

Con respecto a la dinámica en el corto plazo de los precios de los inmuebles, los resultados estimados observados señalan que, luego de un shock exógeno, los precios se ajustan alrededor del 13% por cuatrimestre hacia su equilibrio de largo plazo. Los resultados también revelan que los precios responden violentamente a los shocks de demanda y que las desviaciones del equilibrio muestran una persistencia considerable. Finalmente, los resultados observados a partir de la inclusión del índice de volatilidad de mercado revelan que las decisiones de inversión en el largo plazo, como la inversión en bienes raíces, fueron influenciadas significativamente por las

expectativas de inestabilidad en el mercado de stocks, confirmando que los hogares toman estas decisiones impulsados por una noción de rentas más seguras y, por otro lado, por una aversión a episodios de volatilidad precipitada en los mercados de stocks.

3. Contexto

Con el propósito de explicar el contexto del mercado inmobiliario argentino de los últimos años se entrará en detalle en varios de los puntos mencionados en la introducción. Para esto basaremos nuestros argumentos en algunos trabajos que analizan el mercado inmobiliario argentino y mundial.

Uno de los papers que motivó esta investigación es *Argentina's Residential Real Estate Sector: A Magnet for savings amidst Mistrust in Traditional Investment Vehicles* de Juan José Cruces (2016). En él se hace un estudio sobre cómo a partir de principios de los 2000 la inversión de los ahorros de los ciudadanos argentinos fue volcándose cada vez más a la compra de inmuebles en detrimento de los mecanismos de inversión tradicionales, como el depósito en cuentas bancarias. De hecho, el autor hace una comparación en donde muestra que entre el año 1992 y 2000 por cada dólar que iba al sector inmobiliario en la Ciudad de Buenos Aires, se destinaban 6 dólares a depósitos en el sistema bancario nacional. Mientras que entre 2003 y 2012, por cada dólar asignado al sector inmobiliario se destinaban solamente 99 centavos a depósitos bancarios. Esto representa un gran cambio en las decisiones de los ciudadanos que a partir del año 2003 comenzaron a volcar una mayor parte de los ahorros en el sector inmobiliario con relación a los depósitos bancarios.

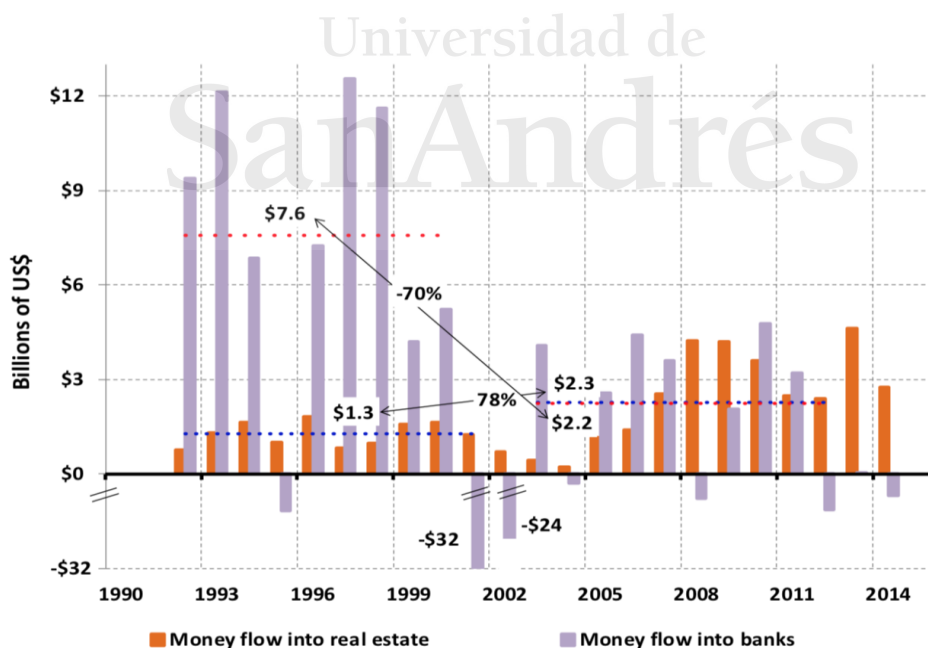
La razón detrás de este cambio en el comportamiento de los ahorristas argentinos se basa en la búsqueda de una institución que respete la propiedad privada. La crisis económica de 2001 en donde se reescribieron los contratos en dólares de los argentinos que tenían ahorros depositados en el sistema bancario es un claro ejemplo de avasallamiento de la propiedad privada. A partir de esta situación los argentinos comenzaron a desconfiar del sistema bancario, que no proveía la seguridad suficiente sobre los derechos de propiedad. Es por esta razón que muchos comenzaron a destinar sus ahorros a inversiones más confiables y seguras.

A pesar de que Argentina tenía una historia de alta inflación, deudas y constante intervención del gobierno en la economía, Cruces (2016) destaca que una institución caracterizada por el respeto de los derechos de propiedad de los inversores era el real estate. Desde el año 1976 los derechos de propiedad de los inmuebles fueron fuertemente respetados sin importar cuál era el partido político en el poder. Por esa razón, era un sector que brindaba seguridad a los argentinos que contaban con ahorros para invertir.

Cruces (2016) explica que, en esta nueva etapa, luego de la crisis del 2001 aquellos individuos que podían ahorrar compraban dólares y los mantenían en sus casas, lejos del sistema bancario. Una vez que lograban acumular una cantidad suficiente, invertían estos ahorros en inmuebles. De esta manera, el mercado inmobiliario argentino comenzó a crecer rápidamente. Si bien Cruces (2016) nos muestra que las tasas de retorno que generaba el mercado inmobiliario fueron cayendo durante estos años, los argentinos preferían inversiones seguras y confiables en inmuebles por sobre la incertidumbre de invertir en el sector bancario.

Figura 2.

Figure 3. Allocation of New Savings: Real Estate vs. Banks



¹ Juan J. Cruces; Argentina's Residential Real Estate Sector: A Magnet for Savings amidst Mistrust in Traditional Investment Vehicles; 2016; p:31.

El anterior gráfico confeccionado por Cruces (2016) muestra claramente cómo a partir de 2001 los individuos en Argentina evitan los depósitos bancarios y comienzan a destinar los ahorros al sector inmobiliario. Si bien este comportamiento comenzó luego de la crisis del 2001, se extendió a lo largo del tiempo como muestra el gráfico. Tal es así, que inclusive en la actualidad, el sector bancario sigue generando gran desconfianza e incertidumbre para los argentinos que mantienen sus preferencias por las inversiones en inmuebles, evitando la intervención de los gobiernos.

Sin embargo, el mercado inmobiliario no siempre logró escapar por completo a la intervención del gobierno en Argentina. A lo largo de los últimos años, hubo períodos en los que a través de la intervención del mercado de divisas se afectó seriamente al sector inmobiliario. Un ejemplo claro fue el control de cambios que se decidió aplicar desde el año 2011 hasta el 2015 durante el segundo mandato de Cristina Fernández de Kirchner. En ese entonces, con el objetivo de frenar la gran caída de reservas en dólares que estaba sufriendo el Banco Central se decidió restringir la compra de esta moneda. De esta manera, el gobierno mantenía el tipo de cambio estable evitando que suba el precio del dólar en el mercado oficial.

Tal como mencionamos anteriormente, las transacciones de compraventa de las propiedades en la Argentina se dan en dólares. Es por eso que se generó un fuerte impacto negativo en el mercado inmobiliario a causa de las restricciones para la compra de dólares.

De todas maneras, dada la situación, los individuos buscaron medios alternativos para poder hacerse de dólares. Es por eso que se comenzó a utilizar con mayor frecuencia el mercado paralelo de divisas. Ante las restricciones de compra del dólar oficial comenzó a crecer la demanda por el dólar "paralelo" o "blue", generando un aumento del precio del dólar en el mercado informal.

La consecuencia del aumento en el precio del dólar blue en contraposición con la estabilidad del dólar oficial generó una brecha cambiaria. Por un lado, existía el dólar oficial que se mantenía estable debido a las restricciones de compra impuestas por el gobierno. Por el otro, la demanda por el dólar paralelo creció repentinamente generando un gran aumento en el precio de compra.

Esto tuvo un impacto sumamente negativo en el mercado inmobiliario. Dado que los precios de las propiedades están denominados en dólares, y la fuente para conseguir dólares en ese contexto era el mercado informal, los valores de las propiedades sufrieron un salto si se las considera en términos de pesos argentinos.

Cuanto más grande se hacía la brecha entre el valor del dólar oficial y el del dólar paralelo, mayores eran las distorsiones que se generaban en el mercado inmobiliario.

Las graves consecuencias que tuvo la “brecha cambiaria” durante este periodo sobre el mercado inmobiliario argentino fueron analizadas por Galeazzi (2016) en su trabajo *Análisis de Correlación entre la brecha cambiaria y el mercado inmobiliario*. Aquí el autor genera regresiones que muestran la correlación entre la brecha cambiaria y el mercado inmobiliario en Capital Federal.

Para sintetizar, los resultados a los que llega este trabajo demuestran que la brecha cambiaria afecta de forma negativa la cantidad de escrituras de compraventa de inmuebles:

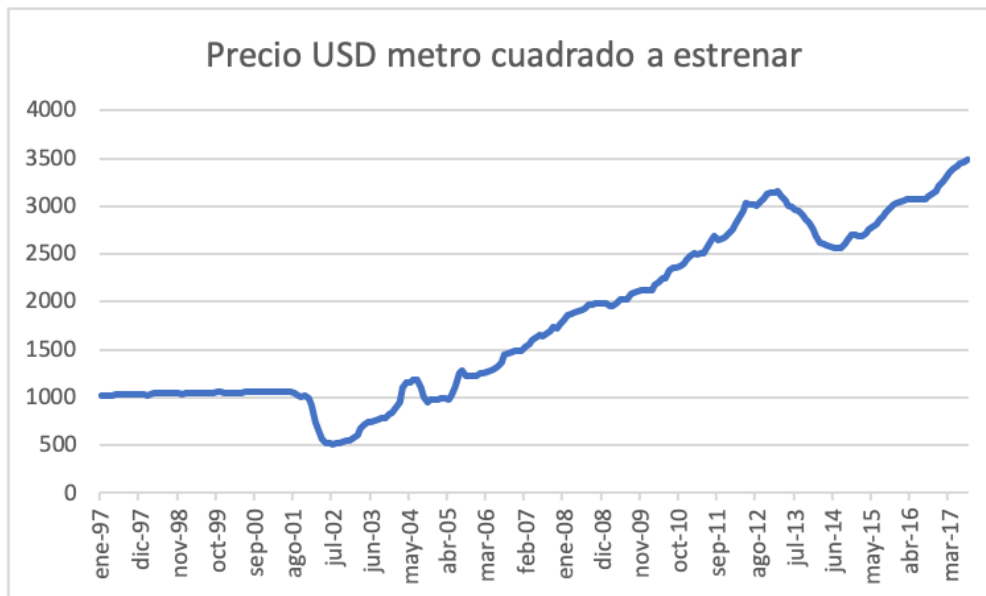
“El significado del resultado implica que ante un aumento de una unidad de la brecha cambiaria (en pesos), la cantidad de escrituras de compraventa de inmuebles disminuye en un 7,3%. Queda en evidencia entonces, una estrecha correlación entre la escrituración de compraventa de inmuebles en Capital Federal y la brecha cambiaria.”²

Por lo tanto, cuando se analiza el contexto del mercado inmobiliario argentino es importante saber que, si bien en los últimos tiempos no sufrió intervenciones del estado de forma directa, las frecuentes restricciones a la compra de divisas extranjeras han traído desequilibrios de manera indirecta. También, cabe destacar que, las transacciones de compraventa de inmuebles en estos periodos se guían por el valor del dólar blue.

Por último, cabe mencionar que, si bien existe una creencia general de que los precios en dólares son estables, los mismos van fluctuando a lo largo del tiempo. El siguiente grafico muestra la evolución del precio por metro cuadrado a estrenar en Ciudad de Buenos Aires entre 1997 y 2017. Esto es evidencia clara de que los precios en dólares de los inmuebles fluctúan.

² Dante S. Galeazzi; *Análisis de Correlación entre la brecha cambiaria y el mercado inmobiliario*; 2016; p:19.

Figura 3.



4. El Modelo

Elección de Variables y Datos

El modelo propuesto en este trabajo está enfocado en el mercado inmobiliario de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Está conformado por la variable independiente, o target, de precios en pesos reales por metro cuadrado (PPRM2) y las variables dependientes, o explicativas, de índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) (EE.UU.) y de salario medio real (SR).

La elección de las variables para el modelo responde a literatura previa que investiga los determinantes de los precios en el mercado inmobiliario. En el paper *Economic Fundamentals in Local Housing Markets: Evidence from US Metropolitan Regions* de Hwang, Min y John M. Quigley (2006) a partir de una regresión los autores demuestran que hay una relación entre los shocks en los salarios y el precio de los inmuebles en las ciudades de Estados Unidos que utilizan como muestra para el modelo. Además, el trabajo *Booms and Busts in Housing Markets: Determinants and Implications* de Luca Agnello y Ludger Schuknecht (2011) habla de que a nivel regional y nacional los precios de las propiedades en el sector inmobiliario están influenciadas por fundamentos macroeconómicos como los salarios y el nivel de empleo en una muestra de 18 países industrializados. Si bien este paper también estudia la relación de los precios de los inmuebles con la tasa de interés y el crédito a nivel doméstico, estas últimas variables no se tienen en cuenta en este trabajo ya

que el mercado argentino cuenta con muy bajas tasas de acceso al crédito y, como se mencionó al comienzo de este trabajo, los cambios en la tasa de interés local no generan grandes cambios en los comportamientos de los individuos, que evitan invertir sus ahorros dentro del sistema bancario. El trabajo de Cruces (2016) es una clara muestra de cómo los argentinos invierten en el mercado inmobiliario sin importar la rentabilidad ni los cambios en la tasa de interés a partir de la crisis del 2001. Por otro lado, dada la dolarización del mercado de bienes raíces en Argentina, es interesante saber el efecto que generan las variaciones en el tipo de cambio. Variaciones en el tipo de cambio pueden generar cambios en los precios de las propiedades expresados en salarios.

Los datos de las variables corresponden al periodo comprendido entre enero de 1997 y marzo de 2017. Dichos datos son de frecuencia mensual y totalizan una cantidad de 243 observaciones. Para la variable PPRM2 se utiliza la serie de datos de precios promedio en dólares estadounidenses del metro cuadrado de inmuebles a estrenar en CABA de Juan José Cruces³ (2016). Luego se la convierte a pesos utilizando los promedios mensuales de la serie de tipo de cambio nominal de pesos argentinos con respecto al dólar estadounidense presente en el Banco Central de la República Argentina (BCRA). Este método se implementa hasta el año 2011. A partir de esta fecha se elige el tipo de cambio del dólar paralelo, mejor conocido como dólar blue⁴. Esta elección se basa en el hecho de que a partir de 2011 comienza un periodo de restricción a la compra de dólares oficiales en Argentina. Tal como se menciona en la parte de contexto, el “cepo” al dólar genera una brecha entre el tipo de cambio oficial y el paralelo, y el tipo de cambio que tanto compradores como vendedores tienen de referencia y, por consiguiente, afecta las tomas de decisiones es el paralelo. Una vez obtenidos los montos mensuales de los precios en pesos, se descuenta el deflactor. Este se calcula utilizando la serie IPC FIEL⁵ con base 2008, provista y confeccionada por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL).

³ Fuente: Juan José Cruces (Univ. Torcuato Di Tella) en base a datos de Giménez, Zapiola, UADE y Reporte Inmobiliario. El detalle metodológico está descrito en “Argentina’s Residential Real Estate Sector: A Magnet for Savings Amidst Mistrust in Traditional Investment Vehicles (El sector inmobiliario argentino: Un imán para los ahorros ante la desconfianza en instrumentos tradicionales de inversión)”, Technical Note IDB-TN-911.

⁴ Fuente: Ámbito. Sección: dólar-informal-historico.

⁵ Fuente: Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas

Los datos de la variable de ITCRB provienen de la serie de la serie ITCRM⁶ (Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral) y, según el BCRA, se obtiene a partir de un promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales con los EE. UU. Se considera la evolución de los precios de las canastas de consumo representativas del socio comercial expresado en moneda local en relación con el valor de la canasta de consumo local. Para el periodo en el que el cepo estuvo vigente entre el 2011 y el 2015, se corrigió la serie del ITCRB multiplicándola por el ratio de dólar blue a dólar oficial correspondiente. Finalmente, los datos de la variable SR⁷ provienen, también, de las series IPC FIEL y DATA FIEL, confeccionadas por FIEL. Esta variable representa el ingreso y, por consiguiente, el poder adquisitivo de los individuos.

5. Metodología

Primero se empleará un *Vector Error Correction Model* (VECM) para estudiar las relaciones en el corto y largo plazo entre el logaritmo natural de los precios en pesos reales por metro cuadrado a estrenar ($\ln PPRM2$) en el territorio de Ciudad Autónoma de Buenos Aires, la variable *target*, y los logaritmos naturales del tipo de cambio bilateral real con los Estados Unidos ($\ln ITCRB$) y el salario medio real en pesos ($\ln SR$) en la Argentina, las variables explicativas. Se trata de una muestra con observaciones mensuales del periodo de tiempo comprendido por los años entre 1997 y 2017, para todas las variables, totalizando un número de 243 observaciones. Luego se correrá una regresión lineal múltiple en donde la variable dependiente será el logaritmo natural de la cantidad de actos de compraventa de inmuebles ($\ln Actos$) en CABA y la variable independiente ECT, los desvíos del equilibrio del modelo de largo plazo, resultante de la resolución de la ecuación del largo plazo del VECM para cada periodo. Para controlar por estacionalidad se incluye una *dummy* mensual. Las observaciones de esta regresión van desde enero 2002 hasta marzo 2017, por una cuestión de disponibilidad de datos de frecuencia mensual de los actos de compraventa en CABA.⁸

⁶ Fuente: Banco Central de la República Argentina, confeccionado con datos de INDEC, Direcciones de Estadísticas de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y de la Provincia de San Luis, Datastream y REM BCRA

⁷ Fuente: Fundación de investigaciones Económicas Latinoamericanas

⁸ Fuente: Colegio de Escribanos de la Ciudad de Buenos Aires. Disponible en <https://www.colegio-escribanos.org.ar/index.php/category/estadisticas-de-escrituras/>

Para evitar regresiones espurias en el *vector error correction model* (Granger 1988), primero se realiza un testeo de las propiedades estacionarias de las variables a través del Augmented Dickey-Fuller Test (ADF), para ver si las variables son, o no, estacionarias en la primera diferencia, es decir que sean $I(1)$, de orden de integración 1. También, es importante el criterio de cantidad de rezagos, o *lag length*, para el Test de Cointegración de Johansen (Johansen, 1988) y para el VECM, por lo que para elegir el óptimo se corre un modelo de vector autorregresivo (VAR). Antes de correr el VECM, se debe hacer el Test de Cointegración de Johansen, para obtener la relación en el largo plazo entre las variables *target* y explicativas. Luego se corre el VECM, a partir del cual se obtiene un modelo de largo plazo, el mismo que sugiere el Test de Johansen, y otro de corto plazo. El termino *Error Correction* se relaciona al hecho de que una desviación del equilibrio del largo plazo en el último periodo (el error) influencia la dinámica del corto plazo de la variable explicada.

Luego, se controla la significatividad de los coeficientes del modelo de corto plazo a través del método de Menores Cuadrados (Gauss-Newton. A continuación, se utiliza el Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier (LM) test para controlar la correlación serial (Breusch, 1978; Godfrey, 1978). También se corre el Breusch-Pagan-Godfrey Test para controlar que no haya heterocedasticidad (Breusch, Pagan, 1979), simultáneamente a los tests ARCH de heterocedasticidad. Finalmente se controla la estabilidad del modelo corriendo un CUSUM Test.

6. Resultados y Observaciones

Augmented Dickey-Fuller Test

Para examinar la estacionariedad de los datos, se utiliza el Augmented Dickey-Fuller test. La Tabla 1 muestra los resultados del test de raíces unitarias. Los resultados muestran que las variables no son estacionarias *at level*, pero si son estacionarias luego de la primera diferenciación.

Tabla 1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test de raíces unitarias		
Augmented Dickey-Fuller (ADF) test de raíces unitarias con intercept		
Variabes	t-statistic	p-valor
Ln PPM2R	-1,474399	0,5451
Δ LnPPM2R	-16,25301	0,0000
Ln ITCRB	-2,224695	0,1981
Δ Ln ITCRB	-11,516660	0,0000

Ln SR	-1,139748	0,7002
Δ Ln SR	-5,466102	0,0000

Nota: Δ denota primera diferenciación.

Selección Orden de *Lag Length*

La técnica de criterio de *lag length* es utilizada a través de VAR. Así, el orden óptimo de *lag length* elegido es de 2 lags, según el criterio de información de Schwartz (SC). En la Tabla 2 se ven sugeridos por los distintos criterios de información. Se utiliza este orden de *lags* tanto para el Test de Cointegración de Johansen, como para el VECM. El orden de *lags* óptimo es sensible para ambos procedimientos.

Tabla 2. Criterio de Lag Length

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	266,1656	NA	2,14E-05	-2,2397	-2,1955	-2,2219
1	1.330,5580	2.092,5510	2,69E-09	-11,2218	-11,0451	-11,1506
2	1.422,9310	179,2414	1,32E-09	-11,9313	-11,6222 *	-11,8067 *
3	1.431,0180	15,4862	1,33E-09	-11,9236	-11,4819	-11,7455
4	1.434,1170	5,8550	1,40E-09	-11,8733	-11,2992	-11,6419
5	1.441,5100	13,7802	1,42E-09	-11,8597	-11,1530	-11,5748
6	1.453,3830	21,8249	1,39E-09	-11,8841	-11,0450	-11,5458
7	1.468,9650	28,2479 *	1,31E-09 *	-11,9401 *	-10,9685	-11,5484
8	1.474,2140	9,3799	1,36E-09	-11,9082	-10,8041	-11,4631

Nota: * indica el orden de lags seleccionado por el criterio. LR: Sequential modified LR test statistic; FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion. Fuente: Estimado por autores utilizando EViews 11.

Test de Cointegración de Johansen

El test de cointegración de Johansen (Johansen, 1988) confirma que existe una asociación de equilibrio en el largo plazo entre las variables del modelo propuesto, observable en la Tabla 3.

Tabla 3. Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Numero de CE(s)	Eigvalue	Trace Statistic	0,05	
			Critical Value	Prob.**
None*	0,20802	65,93563	29,79707	0,0000 *
At most 1	0,02449	9,962968	15,49471	0,2836
At most 2*	0,01657	4,010031	3,841465	0,0452 *

El test de Trace indica 1 ecuación de cointegración a un nivel de significatividad del 99%. **MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Fuente: Elaboración de autores con EViews 11.

El estudio revela que hay una relación en el largo plazo de las variables independientes $Ln SR$ y $Ln ITCRB$ sobre la variable dependiente $Ln PPRM2$.

Vector Error Correction Model

Conociendo el orden de *lags* óptimo y que efectivamente hay cointegración entre las variables, implicando sus relaciones en el largo plazo, se procede a correr el VECM, del cual surgen las siguientes ecuaciones:

Ecuación de Cointegración (modelo de largo plazo)

$$ECT_{t-1} = LnPPRM2_{t-1} - 0,580320 LnITCRB_{t-1} - 3,634725 LnSR_{t-1} + 22,96231$$

VECM (modelo de corto plazo)

$$\begin{aligned} \Delta LnPPRM2_t &= -0,108241 ECT_{t-1} - 0,033824 LnPPRM2_{t-1} \\ &+ 0,140231 LnPPRM2_{t-2} - 0,005737 LnITCRB_{t-1} \\ &- 0,221869 LnITCRB_{t-2} - 0,205712 LnSR_{t-1} \\ &- 0,222848 LnSR_{t-2} + 0,004079 \end{aligned}$$

La primera ecuación muestra la relación encontrada por el test de cointegración de Johansen. Los coeficientes de $Ln ITCRB$ y de $Ln SR$ son negativos y significativos, lo cual implica que tienen una relación positiva en el largo plazo con $Ln PPRM2$: cuando aumenta $Ln ITCRB$ y $Ln SR$ se ocasiona un aumento en $Ln PPRM2$. La relación positiva entre los salarios y los precios reales del metro cuadrado es consistente con Miles y Pillonca (2008), quienes encontraron que existe una relación positiva entre la apreciación en términos reales de los inmuebles con el crecimiento real del ingreso, en los casos de Italia, Noruega, Irlanda y Países Bajos. También es consistente con las contribuciones de Quigley (2002), Case y Schiller (2003) y Arestis y González (2013), que enfatizan en el rol crucial de los ingresos reales de los hogares en la formación de precios, y que estos influyen en los ciclos de demanda de inmuebles del mercado de bienes raíces. La Tabla 4 muestra los niveles de significatividad de los coeficientes.

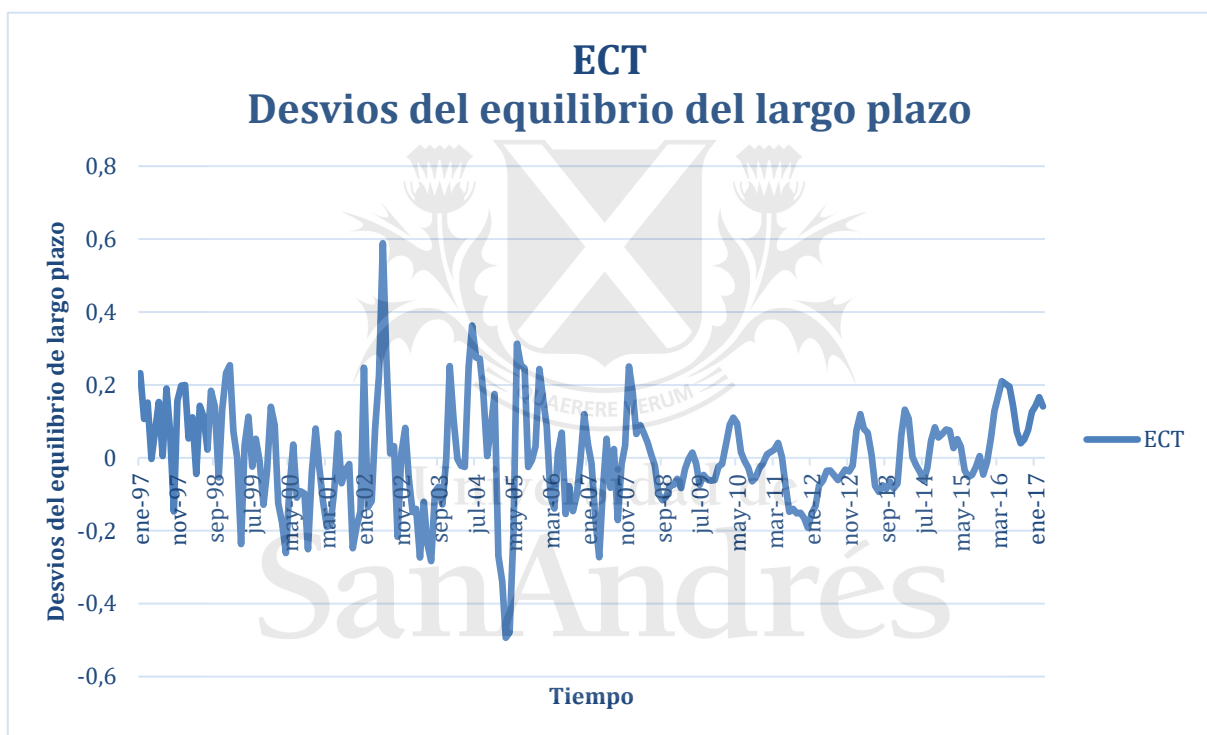
Tabla 4. Significatividad de Coeficientes del Modelo de Largo Plazo

Variable	Coeficiente	Standar		p-valor
		Error	t-statistic	
Ln ITCRB	-0,58032	0,04531	-12,8071	0,0000 *
Ln SR	-3,63473	0,13031	-27,8928	0,0000 *

Nota: *Significativos al 99%

En la Figura 4 se observa la evolución a lo largo del tiempo de los desvíos del equilibrio de largo plazo (ECT).

Figura 4.



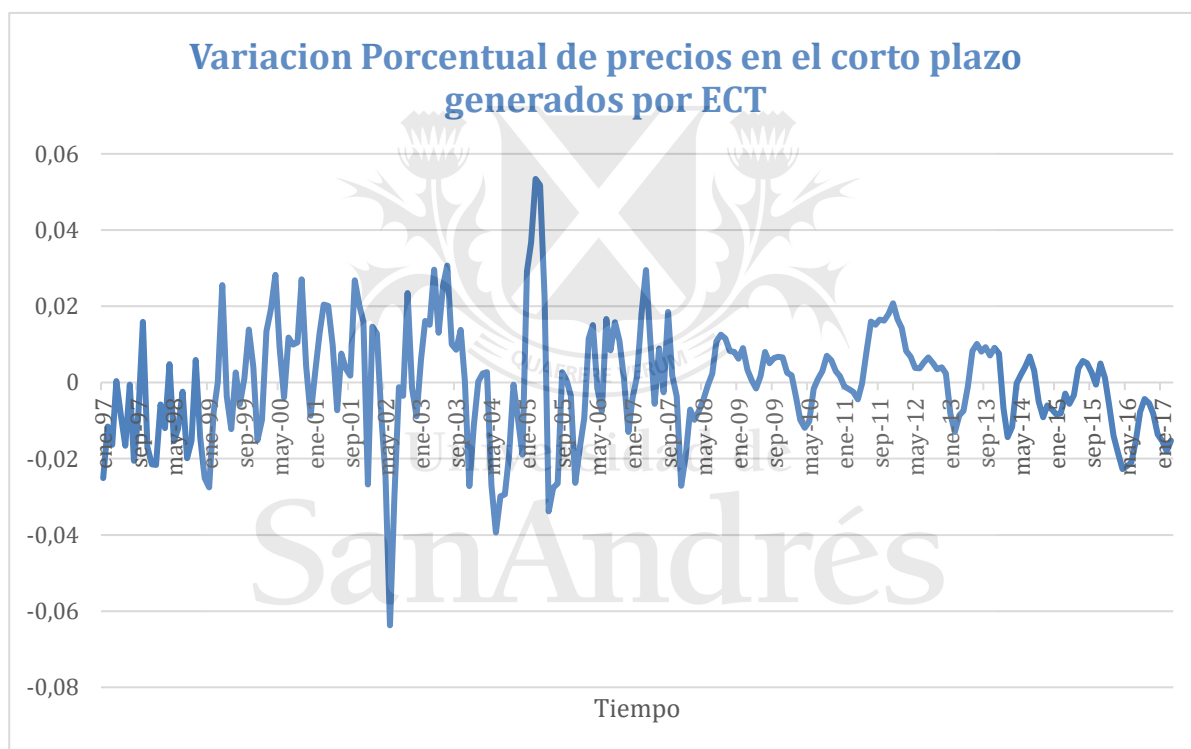
En la segunda ecuación, en el modelo de corto plazo se observa que el coeficiente del término de corrección del error (ECT) es -0,108241, significativo al 99%, lo que significa que aproximadamente el 11% del desequilibrio causado por el shock ocurrido el mes anterior se corrige en el mes siguiente. Esto quiere decir que, en un plazo de 9 meses, aproximadamente, los precios por metro cuadrado de los inmuebles en CABA deberían volver a su equilibrio. En la Tabla 5 se puede observar la significatividad del coeficiente de la variable ECT.

Tabla 5. Significatividad Coeficiente ECT				
Metodo: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)				
	Coeficiente	Std. Error	t-statistic	p-valor
ECT	-0,10824	29,321	-3,69159	0,0003 *

Nota: * Significativo al 99%. Fuente: Calculado por los autores con Eviews 11.

Si multiplicamos el ECT de cada periodo por su coeficiente correspondiente en la ecuación de la dinámica del corto plazo, obtenemos la variación que el ECT genera sobre el precio real del metro cuadrado, mes a mes.

Figura 5.



En la Figura 5 se observa con claridad que en junio del año 2002 los precios por metro cuadrado cayeron un 6,3%, relativo al equilibrio, debido a un desvío (ECT) del 58,8% del equilibrio de largo plazo. Por el contrario, en marzo del año 2005 se observa un aumento de los precios en un 5,3%, relativo al equilibrio, causado por un desvío negativo del 49,3%.

Controles Post Estimación

Los resultados de los Breusch-Godfrey LM test de correlación serial y el Breusch-Pagan-Godfrey test de heterocedasticidad, así como los tests ARCH de heterocedasticidad, infieren que no hay problemas de correlación serial ni de heterocedasticidad en el modelo, al no rechazar sus respectivas hipótesis nulas. En la Tabla 7 podemos observar estos resultados.

Tabla 7.		Test de Control de Residuos	
Test	Jarque-Bera	F-Statistic	p-valor
Correlación Serial**		0,399312	0,6712
Heterocedasticidad***		0,689039	0,7186
Normalidad	29358,86		0,0000 *
ARCH (1 lag)		1,759564	0,186
ARCH (2)		0,916003	0,4015

Nota: * se rechaza hipótesis nula con un 99% de confianza.

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test.

***Breusch-Pagan-Godfrey.

Sin embargo, la hipótesis de normalidad en el test de Jarque-Bera es rechazada con un nivel de 99% de confianza. Castiglione (2017) señala que, si bien la ausencia de normalidad es un resultado no deseado, Gonzalo (1994) y Cheung & Lai (1993), entre otros, muestran que los estadísticos son robustos ante problemas de falta de normalidad si se observa que el problema proviene de un exceso de curtosis antes que de un exceso en asimetría. En la Tabla 8 podemos observar que el problema es, en efecto, un exceso de curtosis, antes que uno de asimetría.

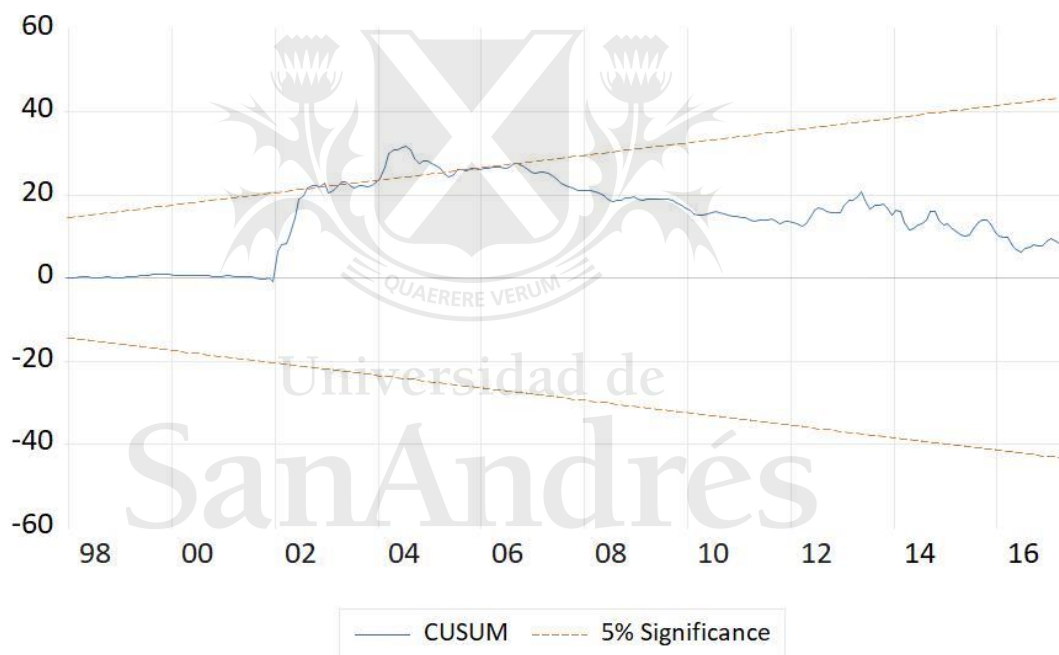
Tabla 8. Análisis univariado residual de normalidad		
Variable	Asimetría	Curtosis
LnPPM2R	4,940810	56,27513
Ln ITCRB	1,078504	11,62834
Ln SR	-0,256628	4,605747

El CUSUM test de estabilidad, observado en la Figura 6, implica que el modelo es estable (Brown, Durbin y Evans, 1975) ya que la línea azul no cruza las líneas rojas. Si bien esto no es cierto para un breve intervalo entre los periodos de los años 2002 y 2008, se conjetura que se debe a la naturaleza de la función del logaritmo natural, utilizado para transformar las variables del modelo con fines prácticos para la

lectura de los datos arrojados por los resultados. Esta suposición esta infundada en el hecho de que el mismo CUSUM test aplicado sobre el modelo sin la transformación de las variables a logaritmos naturales (ver Anexo 1) devuelve un gráfico en el que la línea azul CUSUM no cruza las líneas rojas, además de devolver resultados consistentes con los resultados observados en el resto del modelo.

Todos los resultados de los diagnósticos expuestos sugieren que el modelo es robusto para examinar los efectos del tipo de cambio real bilateral y el salario medio real sobre el precio real en pesos del metro cuadrado de los inmuebles de Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Figura 6.



7. Regresión Lineal Múltiple

Una vez resuelta la ecuación del modelo de largo plazo del VECM y obtenida la variable ECT para cada periodo, (ver Anexo 2), se corre una regresión lineal múltiple. La variable independiente es el desvío del equilibrio del modelo de largo plazo para cada periodo (ECT) y la cantidad de actos de compraventa de inmuebles en CABA es

la variable dependiente. Los datos de la variable *Ln Actos* proviene de las publicaciones mensuales del Colegio de Escribano de la Ciudad de Buenos Aires.⁹ Con este modelo se busca analizar cómo influyen los desvíos del equilibrio en el mercado inmobiliario sobre la cantidad de actos.

La Tabla 9 muestra los resultados de la regresión. Se observa que ante un aumento de una unidad en los desvíos del equilibrio del modelo de largo plazo del VECM, es decir el ECT, la variable *Ln Actos* presenta una caída del 53%, significativo al 99%. Esto quiere decir que hay una relación negativa entre los desvíos del equilibrio y la cantidad de actos de compraventa. Con lo cual, en situaciones en donde se incrementa el ECT, la cantidad de actos disminuye.

Tabla 9.		Regresión Lineal Múltiple		
Método	Least Squares			
Muestra	2002M01 - 2017M03			
Variable Dependiente	Ln Actos			
Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	p-valor
ECT	-0,539969	0,129119	-4,181948	0,0000 *
C	9,096031	0,070091	129,7749	0,0000 *
TREND	-0,003519	0,000334	-10,53268	0,0000 *
Month 1	-0,765573	0,083892	-9,125656	0,0000 *
Month 2	-0,840248	0,085492	-9,828341	0,0000 *
Month 3	-0,490660	0,086159	-5,694854	0,0000 *
Month 4	-0,457645	0,089004	-5,14182	0,0004 *
Month 5	-0,287412	0,085649	-3,355686	0,0010 *
Month 6	-0,286434	0,085151	-3,363827	0,0010 *
Month 7	-0,309757	0,086108	-3,59731	0,0004 *
Month 8	-0,311448	0,085543	-3,640844	0,0004 *
Month 9	-0,309636	0,086609	-3,57512	0,0005 *
Month 10	-0,327140	0,088952	-3,677733	0,0003 *
Month 11	-0,281285	0,086066	-3,268254	0,0013 *
R-squared	0,6098			

Nota: * Significativo al 99%. Estimado por autores en EViews 11.

Esta relación negativa entre *Ln Actos* y ECT quiere decir que cuando el precio en el mercado esta caro relativo a su equilibrio de largo plazo las transacciones se reducen. Lo cual suena razonable porque es esperable que cuando el precio de los

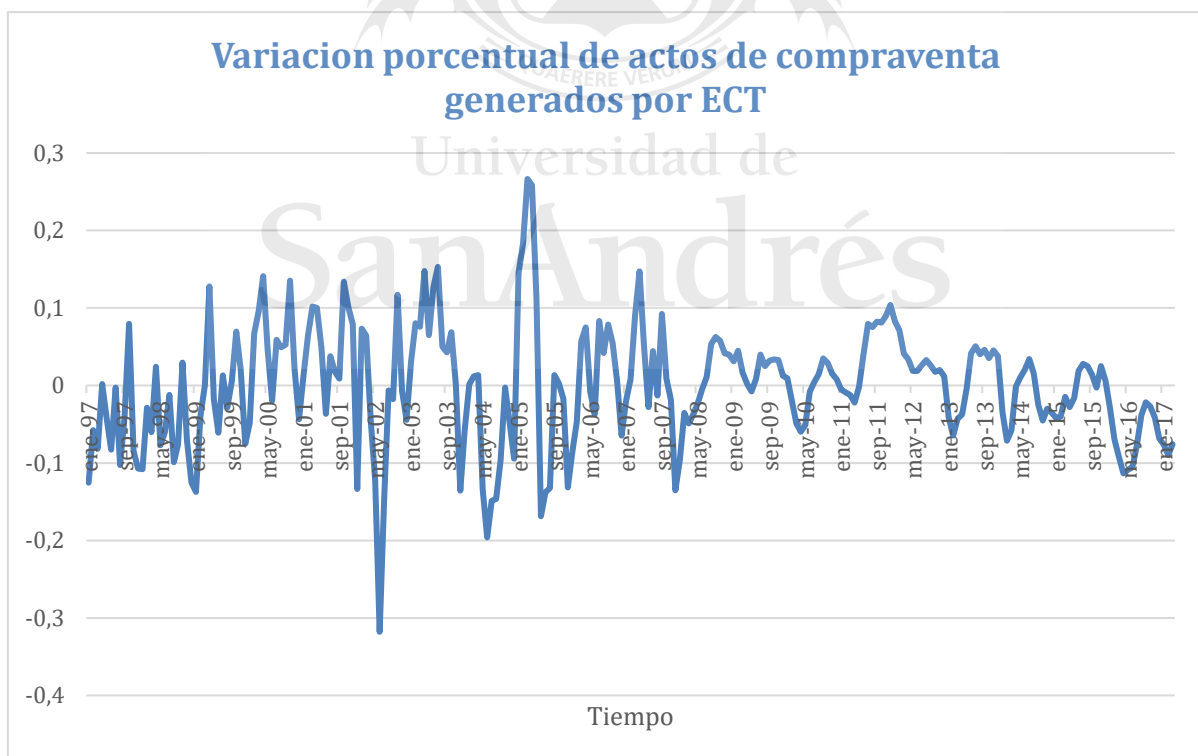
⁹ Fuente: Colegio de Escribanos de la Ciudad de Buenos Aires. Disponible en <https://www.colegio-escribanos.org.ar/index.php/category/estadisticas-de-escrituras/>

inmuebles este por encima del de equilibrio, la demanda baja. Por otro lado, si hubiera un desvío del equilibrio que generara un ECT negativo, esto llevaría a un aumento en la cantidad de actos dada su relación negativa. Esto también parece lógico, ya que los ECT negativos se generan cuando el precio está por debajo del de equilibrio. Esta situación lleva un aumento en la demanda de inmuebles.

A partir de los coeficientes obtenidos en la regresión es posible estimar el efecto del ECT sobre el volumen de actos de compraventa. En la Figura 7 observamos la variación porcentual de los actos en cada periodo, generada por los desvíos del equilibrio de largo plazo de los precios reales por metro cuadrado de cada periodo.

Se observa que en junio del año 2002 hay una caída del 31,7%, relativo al equilibrio, de los actos de compraventa de inmuebles, causado por un desvío del 58,8% del equilibrio de largo plazo. En marzo del 2005 se observa un aumento del 26,6%, relativo al equilibrio, de los actos de compra venta, causado por un ECT negativo del 49,3%.

Figura 7.



8. Conclusiones

En este trabajo analizamos el comportamiento del mercado inmobiliario de la Ciudad de Buenos Aires ante desequilibrios generados por distintas causas. Las variables que utilizamos como independientes fueron los salarios reales y el tipo de cambio real. Asumiendo que cambios en cualquiera de ellas pueden generar distorsiones en el equilibrio del mercado inmobiliario. Los precios en dólares de este mercado están claramente ligados a los movimientos del tipo de cambio ya que los salarios en Argentina suelen estar denominados en pesos y es necesario el cambio de moneda en función de poder comprar un inmueble. Por otro lado, los salarios también son relevantes a la hora de estudiar los equilibrios del mercado inmobiliario. Como se mencionó, hace ya un par de décadas los argentinos comenzaron a volcar sus ahorros al real estate, alejándolos del sistema bancario. Esto significa que cuanto mayores son los ahorros mayores son las inversiones en el mercado inmobiliario. Una buena manera de medir cambios en la capacidad de ahorro de los ciudadanos argentinos es a partir de los salarios reales.

A partir de estas variables dependientes se buscó medir la velocidad de reacción del mercado inmobiliario antes distorsiones en el equilibrio. Esa es la razón por la cual se generó el VECM donde la variable *target* es el precio de los inmuebles por metro cuadrado. De esta manera se logró identificar que en la Ciudad de Buenos Aires luego de que ocurra un shock en el mercado inmobiliario, los desequilibrios generados se corrigen aproximadamente en un 11% cada mes. Lo cual permite estimar que, ante un shock, el precio por metro cuadrado del mercado inmobiliario de la Ciudad de Buenos Aires tarda aproximadamente nueve meses en volver al equilibrio. Este resultado puede servir como herramienta para poder estimar el tiempo que tarda en recuperarse el mercado inmobiliario ante los distintos shocks que lo alejan de su equilibrio.

Con el segundo modelo, se identificó cual es el efecto que tienen los desvíos del equilibrio sobre la cantidad de actos de compraventa de inmuebles en la Ciudad de Buenos Aires. El ECT fue la variable independiente de la regresión, representando el desvío del equilibrio del modelo de largo plazo para cada periodo. La variable dependiente en este caso es la cantidad de actos de compraventa de inmuebles en cada periodo en la Ciudad de Buenos Aires. El resultado del modelo demostró una

relación negativa entre la cantidad de actos y la variable ECT. Esto quiere decir que cuando aumentan los desvíos del equilibrio del modelo de largo plazo, la cantidad de actos de compra venta de inmuebles disminuye. Es un resultado que parece razonable. Cuando los precios de los inmuebles se encuentran por encima del precio de equilibrio se generan desvíos del equilibrio del modelo de largo plazo. Esto genera valores positivos del ECT y, según los resultados de la regresión, lleva a una disminución de la cantidad de actos. Esto significa que ante desvíos generados por un precio mayor al de equilibrio en el mercado inmobiliario, el mercado responde con una menor demanda, reflejada en la reducción de la cantidad de actos.

A grandes rasgos este trabajo llega a dos resultados a partir de los modelos confeccionados. El primero es que ante un shock que genera desequilibrios en el mercado inmobiliario, este tarda aproximadamente nueve meses en volver al equilibrio. El segundo resultado muestra la relación que hay entre los desvíos y la cantidad de actos de compraventa. Cuando el precio está por encima del precio de equilibrio, los desvíos que se generan llevan a una disminución en la cantidad de actos. Ante esta baja en la cantidad de actos, los precios por metro cuadrado bajan, y luego de nueve meses deberían encontrar el equilibrio nuevamente.



Universidad de
San Andrés

ANEXO



Universidad de
San Andrés

9. Anexo

ANEXO 1

Modelo sin función Logaritmo natural

Lag Length Criteria (SC): 2 lags.

Test de Johansen da 1 vector de cointegración.

Especificación del Modelo

Target variable: Precio Metro Cuadrado Real (PPRM2)

Variables explicativas: Índice de Tipo de cambio real multilateral (ITCRB) – Salario Real (SR)

VECM (modelo de corto plazo)

$$\begin{aligned} \Delta PPRM2_t = & -0,110541 ECT1_{t-1} + 0,269063 PPRM2_{t-1} \\ & - 0,082488 PPRM2_{t-2} - 2,5298 ITCRB_{t-1} \\ & + 0,180742 ITCRB_{t-2} - 0,171475 SR_{t-1} - 0,194182 SR_{t-2} \\ & + 6,219136 \end{aligned}$$

Ecuación de Cointegración (modelo de largo plazo)

$$\begin{aligned} ECT1_{t-1} = & PPRM2_{t-1} - 7,556679 ITCRB_{t-1} - 3,722120 SR_{t-1} \\ & + 6620,015 \end{aligned}$$

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Numero de CE(s)		Trace	0,05	
Hipotetizadas	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0,179291	57,58877	29,79707	0,0000 *
At most 1	0,028682	10,16799	15,49471	0,2680
At most 2	0,013178	3,183667	3,841465	0,0744

El test de Trace indica 1 ecuación de cointegración al nivel de significación 0,05. * denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación 0,05. **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores. Fuente: Elaboración de autores con EViews 11.

Significatividad de Coeficientes del Modelo de Largo Plazo				
Variable	Coeficiente	Standard Error	t-statistic	p-valor
ITCRB	-7,556679	0,94624	-7,98598	0,0000 *
SR	-3,722120	0,15584	-23,8849	0,0000 *

Nota: *Significativos al 99%

Significatividad Coeficiente ECT				
Método: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)				
	Coeficiente	Std. Error	t-statistic	p-valor
ECT	-0,110541	0,028004	-3,947330	0,0001 *

Nota: * Significativo al 99%. Fuente: Calculado por los autores con Eviews 11.

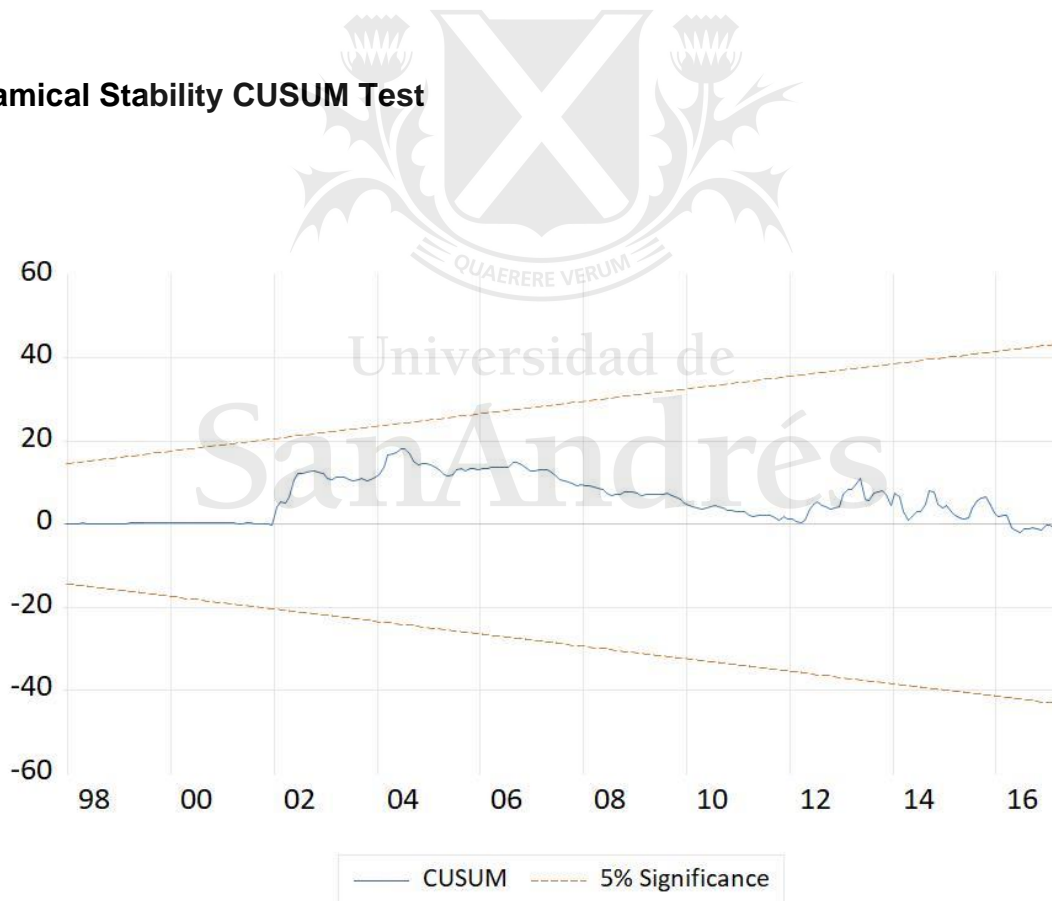
Test de Control de Residuos		
Test	F-Statistic	p-valor
Correlación Serial**	0,125722	0,8819
Heterocedasticidad***	1,666717	0,0980

Nota: * se rechaza hipótesis nula con un 99% de confianza.

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test.

***Breusch-Pagan-Godfrey.

Dinamical Stability CUSUM Test



ANEXO 2

Base de Datos

PPRM2: Precio en Pesos Reales por Metro Cuadrado.

ITCRB: Índice Tipo de Cambio Bilateral.

SR: Salario Real Medio.

Δ Precios (ECT): Variación porcentual de Precios generado por ECT.

Δ # Actas (ECT): Variación porcentual de Cantidad de Actas de transacciones generado por ECT.

Período	Ln PM2RB	Ln ITCRB	Ln SR	Ln Actos	ECT	Δ Precios (ECT)	Δ # Actas (ECT)
ene-97	6,92706759	4,25138986	7,48070324		0,23191193	-0,025102379	-0,12522525
feb-97	6,92577684	4,24941629	7,5151146		0,10669067	-0,011548305	-0,057609657
mar-97	6,93218518	4,25101343	7,50437666		0,1512016	-0,016366212	-0,081644176
abr-97	6,93813002	4,25574661	7,54779788		-0,0034245	0,00037067	0,001849118
may-97	6,94275293	4,25842377	7,52602932		0,07876753	-0,008525876	-0,042532025
jun-97	6,94387031	4,25885684	7,50576838		0,15327654	-0,016590806	-0,082764578
jul-97	6,94474151	4,25813426	7,54689273		0,00509136	-0,000551094	-0,002749179
ago-97	6,9445428	4,2583078	7,49588785		0,19018065	-0,020585344	-0,102691657
sep-97	6,94502171	4,26051808	7,52771658		0,07368819	-0,007976083	-0,039789338
oct-97	6,94601156	4,26411827	7,58812483		-0,1469786	0,015909108	0,079363875
nov-97	6,94408435	4,26775363	7,50345917		0,15672091	-0,016963628	-0,084624434
dic-97	6,94238184	4,26882513	7,49134066		0,19844404	-0,021479781	-0,10715363
ene-98	6,93770091	4,26570513	7,49017179		0,19982225	-0,02162896	-0,107897821
feb-98	6,92202566	4,26146812	7,52693408		0,05298502	-0,005735152	-0,028610269
mar-98	6,93804277	4,26043791	7,51551986		0,11108753	-0,012024225	-0,059983822
abr-98	6,94062363	4,26162499	7,55888415		-0,0446378	0,004831637	0,024103015
may-98	6,94331348	4,2638113	7,50767661		0,14290863	-0,015468573	-0,077166232
jun-98	6,94140625	4,26500202	7,51558103		0,11158	-0,012077531	-0,060249742
jul-98	6,93665439	4,26433019	7,53886043		0,02260382	-0,00244666	-0,012205362
ago-98	6,93774815	4,26453582	7,49482661		0,18362907	-0,019876195	-0,099154007
sep-98	6,94274622	4,26550667	7,50773434		0,14114769	-0,015277967	-0,076215378
oct-98	6,94641136	4,26910605	7,56193623		-0,0542849	0,005875855	0,029312181
nov-98	6,9422759	4,27391925	7,50868158		0,13235243	-0,01432596	-0,071466211
dic-98	6,93962078	4,27667005	7,48010155		0,23198152	-0,025109912	-0,125262829
ene-99	6,93828468	4,2761335	7,47367811		0,2543042	-0,027526141	-0,137316387
feb-99	6,93998793	4,2755723	7,52413895		0,07292187	-0,007893136	-0,039375551
mar-99	6,95068845	4,28055306	7,54665304		-0,0011006	0,000119128	0,000594281
abr-99	6,94955957	4,28843631	7,60984055		-0,2364735	0,025596126	0,127688348
may-99	6,95756074	4,29498266	7,53658482		0,03399315	-0,003679452	-0,018355246
jun-99	6,96010463	4,29769282	7,51514173		0,112904	-0,012220842	-0,06096466
jul-99	6,95824744	4,29893567	7,5521642		-0,0242409	0,002623861	0,013089344
ago-99	6,96421066	4,30325811	7,53198295		0,05256719	-0,005689925	-0,028384651
sep-99	6,96658519	4,30943277	7,54882366		-0,0098529	0,001066487	0,005320258
oct-99	6,9697819	4,31341831	7,58170665		-0,1284897	0,013907857	0,06938047
nov-99	6,97294826	4,31691647	7,55695346		-0,0373824	0,004046305	0,020185321
dic-99	6,97243097	4,32085341	7,50738953		0,1399669	-0,015150157	-0,075577788

ene-00	6,96277856	4,31948532	7,51862924		0,09025516	-0,009769309	-0,048734987
feb-00	6,962261	4,31895629	7,57767178		-0,1245588	0,013482367	0,067257878
mar-00	6,96908045	4,32669439	7,59300824		-0,1779737	0,019264051	0,09610028
abr-00	6,97096445	4,3323698	7,61555321		-0,261328	0,028286406	0,141109029
may-00	6,9752385	4,33554746	7,56787749		-0,0856099	0,009266502	0,046226695
jun-00	6,97974236	4,34224675	7,53455628		0,03611965	-0,003909627	-0,019503493
jul-00	6,97638485	4,34521363	7,57306029		-0,1089111	0,011788643	0,0588086
ago-00	6,97756251	4,34563146	7,56855278		-0,0915924	0,009914048	0,04945703
sep-00	6,97910023	4,35015484	7,56988228		-0,097512	0,010554796	0,052653454
oct-00	6,97688222	4,35335073	7,61083094		-0,2504218	0,027105903	0,135219992
nov-00	6,98142898	4,35673401	7,55362667		-0,0399166	0,004320612	0,021553721
dic-00	6,98092135	4,36175433	7,51959115		0,08037212	-0,008699559	-0,043398454
ene-01	6,98192682	4,36598128	7,54767218		-0,0231422	0,002504933	0,012496063
feb-01	6,9841476	4,37068211	7,57384237		-0,1187709	0,012855877	0,064132582
mar-01	6,98327513	4,37215219	7,59261522		-0,1887306	0,020428385	0,101908654
abr-01	6,97457276	4,36895275	7,58987611		-0,1856203	0,020091731	0,100229227
may-01	6,97435057	4,36888609	7,5635984		-0,0902916	0,009773252	0,04875466
jun-01	6,98128144	4,37596228	7,52100099		0,0673627	-0,007291406	-0,03637377
jul-01	6,98441783	4,38133981	7,55873863		-0,0697875	0,007553874	0,037683112
ago-01	6,97468772	4,38391689	7,54561926		-0,0333279	0,003607443	0,01799602
sep-01	6,95608196	4,38808787	7,53524166		-0,0166344	0,001800526	0,008982072
oct-01	6,95060782	4,3911918	7,59688195		-0,2479554	0,026838937	0,13388821
nov-01	6,96862035	4,39334897	7,58500074		-0,1880098	0,020350364	0,101519439
dic-01	6,93267439	4,39478928	7,56352708		-0,1467407	0,01588336	0,079235426
ene-02	7,49004948	4,85298796	7,53534806	7,42535789	0,24715552	-0,026752361	-0,133456321
feb-02	7,29365557	5,05544894	7,55426805	7,35051617	-0,1354995	0,014666602	0,073165535
mar-02	7,28809412	5,24084158	7,51862503	8,14148104	-0,1190954	0,012891007	0,064307835
abr-02	7,24940527	5,34122234	7,43662942	8,99156228	0,08199425	-0,008875139	-0,044274352
may-02	7,27177609	5,39755182	7,39396386	8,9993724	0,22675352	-0,024544028	-0,122439872
jun-02	7,31940808	5,45369268	7,29850579	8,17413934	0,5887697	-0,063729021	-0,317917388
jul-02	7,26720493	5,41226129	7,37738816	8,36822904	0,27389427	-0,029646589	-0,147894414
ago-02	7,2675545	5,39023044	7,45313944	8,384804	0,01169371	-0,001265739	-0,006314243
sep-02	7,26917267	5,38166782	7,44928037	8,42945428	0,0323076	-0,003497007	-0,017445102
oct-02	7,27192483	5,37977704	7,51881102	8,5267474	-0,2165678	0,023441513	0,116939887
nov-02	7,271572	5,34125462	7,46159648	8,54636357	0,01339384	-0,001449763	-0,007232261
dic-02	7,26124987	5,32728536	7,44203058	8,77554943	0,08229501	-0,008907695	-0,044436756
ene-03	7,22458338	5,25413991	7,48161892	8,16820293	-0,0558164	0,006041624	0,030139132
feb-03	7,24242137	5,22167343	7,51733799	8,14525957	-0,1489665	0,01612428	0,080437277
mar-03	7,3134392	5,18872082	7,53974426	8,43641688	-0,1402662	0,015182556	0,075739408
abr-03	7,30963978	5,12404866	7,58559137	8,65504026	-0,2731767	0,029568921	0,14750696
may-03	7,322437	5,10434725	7,55032943	8,65102454	-0,1207789	0,013073233	0,065216882
jun-03	7,32648902	5,09618101	7,58430264	8,52635113	-0,2354711	0,025487631	0,127147115
jul-03	7,33572813	5,09194945	7,60067118	8,65851913	-0,2832715	0,030661593	0,152957841
ago-03	7,39555888	5,13824782	7,55729518	8,54110501	-0,0926488	0,010028402	0,050027496
sep-03	7,41117899	5,13823351	7,55785225	8,61359369	-0,0790452	0,008555932	0,042681958
oct-03	7,38408897	5,11412001	7,5676077	8,64082575	-0,1276	0,013811557	0,06890007
nov-03	7,42919956	5,12103392	7,54476656	8,46947246	-0,0034805	0,00037673	0,001879347

dic-03	7,46957799	5,14471902	7,48197335	8,77292009	0,25138905	-0,027210602	-0,135742295
ene-04	7,50758768	5,12449205	7,53605938	8,07277933	0,10454901	-0,011316489	-0,056453225
feb-04	7,58466041	5,13664641	7,58488706	8,09681747	-0,0029069	0,000314642	0,001569619
mar-04	7,71303419	5,12333531	7,62750282	8,54714027	-0,0217049	0,002349364	0,011719992
abr-04	7,7275488	5,0953276	7,63685882	8,5137874	-0,0249434	0,002699895	0,013468647
may-04	7,75023574	5,12127592	7,5635829	8,56826646	0,24902305	-0,026954504	-0,134464727
jun-04	7,78368896	5,13260521	7,5395195	8,61159387	0,36336549	-0,039331044	-0,196206101
jul-04	7,77781258	5,12818341	7,56274454	8,59118687	0,27563856	-0,029835393	-0,148836275
ago-04	7,72337733	5,14451475	7,54627208	8,56312212	0,27159876	-0,029398121	-0,14665491
sep-04	7,61539506	5,13501331	7,54392269	8,61685751	0,17766973	-0,019231149	-0,095936146
oct-04	7,55158796	5,12524176	7,5753674	8,44827175	0,00524041	-0,000567227	-0,002829657
nov-04	7,57250425	5,12307017	7,55874521	8,67248608	0,08783398	-0,009507238	-0,047427625
dic-04	7,57001694	5,12719541	7,53343287	8,87988997	0,17495612	-0,018937425	-0,09447088
ene-05	7,54629288	5,10693026	7,6523505	8,17103419	-0,2692406	0,029142868	0,145381559
feb-05	7,53813908	5,08743891	7,672512	8,23084356	-0,3393646	0,036733169	0,18324639
mar-05	7,52553514	5,08055787	7,71255403	8,55371797	-0,4935172	0,05341879	0,266483965
abr-05	7,50881082	5,0662894	7,70607076	8,66957087	-0,4783963	0,051782091	0,258319159
may-05	7,53723699	5,05840446	7,64073005	8,70184536	-0,2078988	0,022503177	0,11225892
jun-05	7,60954796	5,04823304	7,51901961	8,69851425	0,31269882	-0,033846833	-0,168847668
jul-05	7,71399181	5,03687944	7,56542453	8,72404475	0,25506225	-0,027608193	-0,137725706
ago-05	7,7361704	5,04293472	7,57325313	8,85723049	0,24527204	-0,02654849	-0,132439296
sep-05	7,69666632	5,05260669	7,63514278	8,85922139	-0,0247967	0,002684023	0,013389464
oct-05	7,7079099	5,06886199	7,63027323	8,78446845	-0,005287	0,000572267	0,002854799
nov-05	7,69588849	5,05693087	7,61877514	8,85836864	0,03140792	-0,003399624	-0,016959301
dic-05	7,70164163	5,05933582	7,56156464	8,96495121	0,24370983	-0,026379396	-0,131595754
ene-06	7,7148685	5,0613559	7,58806346	8,36217547	0,15944849	-0,017258864	-0,086097243
feb-06	7,7234194	5,06388648	7,6100409	8,31188956	0,08664887	-0,00937896	-0,046787702
mar-06	7,72454092	5,05915109	7,66416193	8,58391682	-0,1061966	0,011494829	0,057342887
abr-06	7,72077316	5,04879101	7,67379849	8,69784669	-0,1389785	0,015043169	0,075044066
may-06	7,72681047	5,04137108	7,63459624	8,76092338	0,01385417	-0,00149959	-0,007480824
jun-06	7,74552007	5,04788356	7,6234686	8,74528448	0,06923037	-0,007493565	-0,037382254
jul-06	7,76911359	5,04657113	7,69165467	8,73036721	-0,1542521	0,016696402	0,083291357
ago-06	7,82702219	5,0448352	7,68680139	8,63444275	-0,0776958	0,008409869	0,041953312
sep-06	7,83221816	5,04367224	7,70721777	8,66042736	-0,1460328	0,015806739	0,078853198
oct-06	7,82910225	5,02980229	7,69625204	8,91435727	-0,1012423	0,010958567	0,054667701
nov-06	7,82798334	5,01253198	7,67339976	8,6143199	-0,0092772	0,00100417	0,005009383
dic-06	7,80997393	5,00211488	7,63455228	8,98256109	0,11995858	-0,012984436	-0,064773913
ene-07	7,81007951	5,0036343	7,65726801	8,42002128	0,03661698	-0,003963458	-0,019772033
feb-07	7,8291237	5,00324944	7,67679648	8,39570329	-0,0150961	0,001634019	0,008151436
mar-07	7,83407776	4,99839938	7,72063919	8,73648935	-0,1666836	0,018042005	0,090004002
abr-07	7,83447179	4,98305964	7,75238547	8,40916245	-0,2727766	0,029525616	0,14729093
may-07	7,82777318	4,96163481	7,70496233	8,69751275	-0,0946719	0,010247384	0,051119904
jun-07	7,81611673	4,94081655	7,66471967	8,77322979	0,05202387	-0,005631116	-0,028091279
jul-07	7,79718497	4,92772117	7,69857612	8,75020786	-0,0823673	0,008915516	0,044475772
ago-07	7,79460289	4,91289625	7,67092042	8,77090474	0,02417471	-0,002616695	-0,013053597
sep-07	7,78851721	4,88767174	7,72692148	8,70963008	-0,1708211	0,018489851	0,092238118
oct-07	7,79460915	4,87808307	7,68771815	8,83724564	-0,0166714	0,001804527	0,009002032

nov-07	7,77123297	4,87083637	7,66844246	8,8135872	0,03421968	-0,003703973	-0,018477568
dic-07	7,79220941	4,87491706	7,61405925	9,0406191	0,25049605	-0,027113943	-0,135260101
ene-08	7,78993807	4,86425498	7,63509896	8,36427508	0,17793854	-0,019260246	-0,096081298
feb-08	7,79841402	4,85050329	7,67051517	8,59544969	0,06566669	-0,007107828	-0,035457974
mar-08	7,77082479	4,82150623	7,6607283	8,43076346	0,09047761	-0,009793387	-0,048855103
abr-08	7,76361962	4,79320679	7,66908553	8,7013464	0,06931896	-0,007503154	-0,03743009
may-08	7,74752897	4,77685613	7,67465216	8,76201995	0,04248375	-0,004598484	-0,022939908
jun-08	7,70568237	4,73776496	7,67891242	8,69918136	0,00783766	-0,000848356	-0,004232092
jul-08	7,68947283	4,71985198	7,68532385	8,83156588	-0,0212804	0,002303413	0,011490764
ago-08	7,70119102	4,71540451	7,71072748	8,64470651	-0,0993165	0,010750115	0,053627819
sep-08	7,70758552	4,72216056	7,71602718	8,73568594	-0,1161056	0,012567386	0,062693422
oct-08	7,74748341	4,75777113	7,71878086	8,77245537	-0,1068821	0,011569025	0,057713021
nov-08	7,7605315	4,76740501	7,71248981	8,55852705	-0,0765585	0,008286768	0,041339212
dic-08	7,78570161	4,77808713	7,71704751	8,68642951	-0,0741534	0,00802644	0,040040548
ene-09	7,78177136	4,77719787	7,71156795	7,84188593	-0,0576509	0,006240193	0,031129708
feb-09	7,77521249	4,78894734	7,71490607	7,82404601	-0,0831614	0,009001473	0,044904578
mar-09	7,79428672	4,81822947	7,70109751	8,19063168	-0,0308899	0,003343549	0,016679565
abr-09	7,80334882	4,80729341	7,69792536	8,22094117	-0,0039514	0,000427708	0,002133657
may-09	7,82367352	4,80518683	7,69882759	8,20631073	0,01431637	-0,001549618	-0,007730397
jun-09	7,82831801	4,81475814	7,70685055	8,36100711	-0,0157548	0,001705313	0,008507092
jul-09	7,83407903	4,82107952	7,7234656	8,34260168	-0,0740534	0,008015609	0,039986517
ago-09	7,8502429	4,816289	7,72108803	8,58110652	-0,0464676	0,005029702	0,025091076
sep-09	7,841956	4,80302913	7,72435005	8,50410795	-0,0589161	0,006377137	0,031812866
oct-09	7,83064445	4,78540045	7,72503275	8,50045387	-0,0624788	0,006762768	0,033736615
nov-09	7,82071287	4,77062325	7,7242747	8,5465578	-0,0610796	0,006611313	0,032981069
dic-09	7,79832932	4,74919451	7,71122713	8,81848227	-0,0236033	0,002554842	0,012745037
ene-10	7,78243829	4,72318855	7,70922009	8,14118979	-0,0171075	0,001851732	0,009237514
feb-10	7,76751377	4,70229999	7,69380873	8,11102784	0,03610611	-0,003908161	-0,019496179
mar-10	7,76230744	4,67107784	7,68235862	8,50875771	0,09063661	-0,009810597	-0,048940957
abr-10	7,76548029	4,65511219	7,68039188	8,47907587	0,11022321	-0,011930671	-0,059517118
may-10	7,7791107	4,64717017	7,6897982	8,55024105	0,09427312	-0,010204217	-0,050904563
jun-10	7,79388478	4,63954675	7,71687618	8,63319687	0,01505024	-0,001629053	-0,008126664
jul-10	7,81450699	4,62982022	7,7305264	8,61920812	-0,0082979	0,000898169	0,00448059
ago-10	7,80605167	4,61969604	7,73506885	8,60831278	-0,0273885	0,002964553	0,014788915
sep-10	7,79811071	4,61161819	7,74440054	8,640649	-0,0645598	0,006988018	0,034860294
oct-10	7,7826712	4,59127735	7,7404707	8,56503052	-0,0539112	0,005835404	0,029110387
nov-10	7,78769671	4,57204021	7,73773027	8,70599371	-0,0277613	0,003004913	0,014990251
dic-10	7,79664997	4,55951859	7,73871963	8,85893722	-0,0151376	0,001638507	0,008173824
ene-11	7,80767617	4,55083636	7,73635599	8,25919936	0,0095183	-0,00103027	-0,005139585
feb-11	7,81320321	4,55315339	7,73567084	8,22657347	0,01619103	-0,001752533	-0,008742653
mar-11	7,78305291	4,54213774	7,72733709	8,49596955	0,02272424	-0,002459695	-0,012270386
abr-11	7,7792298	4,52852851	7,72339794	8,4661104	0,04111657	-0,004450499	-0,022201674
may-11	7,79362184	4,51535389	7,74009373	8,61522693	0,00246949	-0,0002673	-0,001333447
jun-11	7,80385329	4,50371144	7,76608007	8,65678121	-0,0749959	0,008117633	0,040495471
jul-11	7,81533462	4,49674023	7,7903241	8,62047154	-0,1475894	0,015975228	0,079693717
ago-11	7,83014026	4,48879554	7,79356225	8,66475076	-0,1399431	0,015147583	0,075564946
sep-11	7,81590509	4,47841533	7,79479205	8,71997076	-0,1526244	0,016520221	0,082412462

oct-11	7,8094502	4,46904817	7,79387826	8,63105745	-0,150322	0,016271001	0,081169208
nov-11	7,86189372	4,56856409	7,79673404	8,72160234	-0,1660095	0,017969039	0,089640007
dic-11	7,84650448	4,54000555	7,8042496	8,75084138	-0,1921427	0,020797714	0,103751083
ene-12	7,87662224	4,55895661	7,79879156	8,10772006	-0,1531841	0,0165808	0,082714662
feb-12	7,86547185	4,53555127	7,79366136	8,02355239	-0,132105	0,014299181	0,071332624
mar-12	7,87444537	4,52347513	7,78265979	8,44677073	-0,0761358	0,008241017	0,041110979
abr-12	7,91661243	4,53767308	7,78826167	8,17470288	-0,0625694	0,006772575	0,033785537
may-12	8,02583852	4,61470193	7,79844768	8,44848599	-0,0350681	0,003795801	0,018935662
jun-12	8,08878989	4,67557367	7,80595881	8,4673725	-0,0347427	0,00376058	0,01875996
jul-12	8,11927796	4,71203665	7,81222574	8,29829063	-0,0481933	0,005216495	0,026022909
ago-12	8,10357549	4,70454617	7,81259703	8,23642053	-0,0608985	0,006591713	0,032883297
sep-12	8,10297791	4,69338865	7,81056743	8,08825473	-0,0476441	0,005157046	0,025726341
oct-12	8,09277076	4,67547332	7,80638945	8,18702107	-0,0322688	0,003492809	0,017424158
nov-12	8,10334346	4,67354289	7,81086302	8,15277405	-0,0368361	0,003987171	0,019890327
dic-12	8,11761211	4,68351841	7,80900883	8,40603814	-0,0216169	0,002339837	0,011672468
ene-13	8,2146162	4,78349687	7,79283155	7,62217459	0,07616765	-0,008244463	-0,041128171
feb-13	8,25291078	4,81856255	7,7857226	7,44833386	0,119952	-0,012983724	-0,064770361
mar-13	8,26388558	4,84436138	7,79580666	7,91205689	0,07930244	-0,008583776	-0,04282086
abr-13	8,3043284	4,89310174	7,80200649	7,91388671	0,06892558	-0,007460574	-0,037217676
may-13	8,33611435	4,94048375	7,81995232	8,13885675	0,00798661	-0,000864478	-0,004312519
jun-13	8,19482761	4,80403714	7,82615523	7,87625888	-0,0766633	0,008298113	0,041395808
jul-13	8,18085038	4,79777274	7,82797384	8,04590874	-0,0936153	0,010133018	0,050549379
ago-13	8,21418512	4,8405334	7,82510927	8,02092772	-0,0746835	0,008083819	0,040326785
sep-13	8,22594023	4,86799831	7,82688268	8,08240225	-0,0853127	0,009234331	0,046066209
oct-13	8,24247125	4,892885	7,82200897	8,16876982	-0,0655093	0,007090795	0,035373004
nov-13	8,21449897	4,87569268	7,82211626	8,10741881	-0,0838945	0,009080829	0,045300453
dic-13	8,13891303	4,83229875	7,8044965	8,38503229	-0,0702551	0,007604485	0,037935592
ene-14	8,22492852	4,95092775	7,77260282	7,61579107	0,06284234	-0,006802117	-0,033932914
feb-14	8,19053576	4,95182952	7,74388943	7,59890046	0,13229155	-0,01431937	-0,071433338
mar-14	8,06779829	4,82415248	7,73724721	7,70616297	0,10779027	-0,011667327	-0,058203404
abr-14	7,99739248	4,75968709	7,75718127	7,89431806	0,00234019	-0,000253304	-0,001263629
may-14	8,03027815	4,79673953	7,76638546	7,97108575	-0,0197311	0,002135716	0,010654192
jun-14	8,06533268	4,83283557	7,77531724	8,05642677	-0,0380884	0,004122728	0,020566561
jul-14	8,07272136	4,84950184	7,78147425	8,04398443	-0,0627506	0,006792182	0,033883352
ago-14	8,12757581	4,91064077	7,77726759	7,92371033	-0,0280862	0,003040074	0,015165658
sep-14	8,2279656	4,99158652	7,77140385	8,04012466	0,04664227	-0,005048606	-0,025185379
oct-14	8,21978784	4,9697169	7,76236481	8,04718956	0,08401031	-0,00909336	-0,045362964
nov-14	8,12016611	4,85325837	7,76134532	7,90728361	0,05567736	-0,006026573	-0,030064047
dic-14	8,07905545	4,81306582	7,75385095	8,26616444	0,06513119	-0,007049865	-0,035168821
ene-15	8,10258565	4,83665567	7,75313116	7,45356187	0,07758797	-0,008398199	-0,041895097
feb-15	8,04693518	4,77793133	7,74798643	7,39572161	0,07471608	-0,008087343	-0,040344366
mar-15	8,01341768	4,7389659	7,75811241	7,91935619	0,02700587	-0,002923142	-0,01458233
abr-15	7,98533625	4,70332207	7,74935139	7,95542509	0,05145315	-0,005569341	-0,027783108
may-15	7,97362792	4,68525005	7,75479254	8,04910772	0,03045529	-0,003296511	-0,016444914
jun-15	7,99325198	4,69558564	7,77640609	8,12118324	-0,0344779	0,003731923	0,018617001
jul-15	8,08182827	4,77412193	7,79302993	8,31458729	-0,0519009	0,005617804	0,028024872
ago-15	8,14552829	4,8240979	7,80109385	7,98480339	-0,046513	0,005034617	0,025115594

sep-15	8,17551305	4,83753344	7,8013465	8,16990265	-0,0252435	0,002732383	0,013630714
oct-15	8,17923704	4,8269127	7,79566865	8,16706818	0,00528133	-0,000571656	-0,002851752
nov-15	8,13060194	4,76247198	7,8067921	8,14612951	-0,0463882	0,005021107	0,025048197
dic-15	8,05321698	4,67153647	7,79036698	8,38958707	-0,0113007	0,001223198	0,006102022
ene-16	8,015022	4,57666562	7,77696887	7,55013534	0,05425822	-0,005872964	-0,029297759
feb-16	8,02835919	4,62449929	7,75242961	7,56008047	0,12903006	-0,013966342	-0,06967223
mar-16	8,03268432	4,59758058	7,74631638	8,05165956	0,17119656	-0,018530487	-0,092440836
abr-16	7,91617581	4,52591249	7,71493347	8,1158197	0,2103467	-0,022768137	-0,113580697
may-16	7,86840288	4,46486137	7,71383533	8,20193435	0,20199441	-0,021864076	-0,109070717
jun-16	7,8388939	4,43451717	7,71237697	8,20083726	0,19539551	-0,021149805	-0,105507517
jul-16	7,86175418	4,46221181	7,72843579	8,18060095	0,14381466	-0,015566642	-0,077655457
ago-16	7,87467448	4,44842885	7,75409606	8,34853783	0,07146545	-0,007735491	-0,038589126
sep-16	7,887875	4,46119982	7,76428335	8,34569287	0,04022671	-0,00435418	-0,021721179
oct-16	7,87022535	4,45102122	7,75823226	8,33158624	0,05047797	-0,005463786	-0,027256541
nov-16	7,86641031	4,44479689	7,75120406	8,52118521	0,07582059	-0,008206897	-0,040940769
dic-16	7,9191943	4,46469013	7,74862735	8,73391617	0,12642576	-0,013684451	-0,068265994
ene-17	7,93943578	4,457595	7,75120018	8,13914868	0,14143316	-0,015308867	-0,076369523
feb-17	7,90502831	4,42160126	7,74054772	8,01201824	0,16663237	-0,018036454	-0,089976313
mar-17	7,86651432	4,39585579	7,74118826	8,4147174	0,14073078	-0,01523284	-0,075990258



10. Bibliografía y material de referencia

- Agnello Luca y Schuknecht Ludger; (2011); "Booms and Busts in Housing Markets: Determinants and Implications"; *Journal of Housing Economics* 20 (3); 171-190.
Ámbito. Sección: dólar-informal-historico. Disponible online en:
<https://www.ambito.com/contenidos/dolar-informal-historico.html>
- Arestis, P., González, A. R. (2013). "Modeling the Housing Market in OECD Countries", Annandale-on-Hudson, NY: Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper 764.
- Banco Central de la Republica Argentina (BCRA). Índices de Tipo de Cambio Multilateral. Disponible online en
http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Indices_tipo_cambio_multilateral.asp.
- Banco Central de la República Argentina (BCRA). Evolución de una Moneda. Dólar Estadounidense. Disponible online en
http://www.bcra.gob.ar/PublicacionesEstadisticas/Evolucion_moneda_2.asp.
- Breusch, T. S. (1978). "TESTING for AUTOCORRELATION in DYNAMIC LINEAR MODELS*." *Australian Economic Papers* 17: 334–355. doi: 10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1979). "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation." *Econometrica* 47: 1287. doi: 10.2307/1911963.
- Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time." *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. doi: 10.2307/2984889.
- Case, K. E., Shiller, R. J. (2003). "Is There a Bubble in the Housing Market?" *Brookings Papers on Economic Activity* 34:2, 299-362.
- Castiglione, B. (2017). "El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017)". Recuperado de <https://www.bcra.gob.ar/institucional/DescargaPDF/DownloadPDF.aspx?Id=606>.
- Cheung, Y., Lai, K. (1993). Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 313-28.

- Colegio de Escribanos de la Ciudad de Buenos Aires. Estadísticas de Escrituras. Disponible online en <https://www.colegio-escribanos.org.ar/index.php/category/estadisticas-de-escrituras/>
- Cruces, J.J. (2016). "Argentina's Residential Real Estate Sector: A Magnet for Savings Amidst Mistrust in Traditional Investment Vehicles (El sector inmobiliario argentino: Un imán para los ahorros ante la desconfianza en instrumentos tradicionales de inversión)". Universidad Torcuato Di Tella, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL). IPC FIEL disponible online en <http://www.fiel.org/ipc-fiel>.
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL). DATA FIEL disponible online en <http://www.fiel.org/datafiel>.
- Gattini, L., Hiebert, P. (2010). "Forecasting and Assessing Euro Area House Prices through the Lens of Key Fundamentals"; *ECB Working Paper No. 1249*; 1-50.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60(1/2), 203-33
- Granger, C.W.J. (1988). "Some Recent Development in a Concept of Causality." *Journal of Econometrics* 39: 199–211. doi: 10.1016/0304-4076(88)90045-0
- Hwang, M., Quigley, J. M. (2006). "ECONOMIC FUNDAMENTALS IN LOCAL HOUSING MARKETS: EVIDENCE FROM U.S. METROPOLITAN REGIONS." *Journal of Regional Science* 46.3: 425-53. Web.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231–254. doi: 10.1016/0165-1889(88)90041-3
- Mackinnon, J. G. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics* 11: 601–618. doi: 10.1002/(SICI) 1099-1255(199611) 11:6<601:: AID-JAE417>3.0.CO;2-T.
- Mackinnon, J. G., Haug, A. A., Michelis, L. (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration." *Journal of Applied Econometrics*, 14: 563–577. doi: 10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R.
- Miles, D., Pillonca, V. (2008). "Financial Innovation and European Housing and Mortgage Markets", *Oxford Review of Economic Policy*, 24 (1): 145-175.

Quigley, J. M. (2002). "Real Estate Prices and Economic Cycles". UC Berkeley: Berkeley Program on Housing and Urban Policy.

Weiner, D., & Fuerst, F. (2017). The Dynamics of House Prices in Israel and the Effect of the Investor's Fear Gauge. *Journal of Housing Research*, 26(1), 95-118.



Universidad de
San Andrés