



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

LV REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2020

El impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre el valor de la tierra urbana.

¿El mercado inmobiliario está totalmente dolarizado?

Bullano, Maria Emilia

El impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre el valor de la tierra urbana. ¿El mercado inmobiliario está totalmente dolarizado?

María Emilia Bullano¹, Juan Pablo Carranza^{1, 2}, Mario Andrés Piunetto^{1, 3}, Rocío Mariel Cerino¹, Federico Monzani¹, and Mariano Augusto Córdoba⁴

¹IDECOR - Ministerio de Finanzas de la Provincia de Córdoba

²IIFAP - Facultad de Ciencias Sociales, Universidad Nacional de Córdoba

³CET - Facultad de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales, Universidad Nacional de Córdoba

⁴CONICET - Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Córdoba

Agosto, 2020

Resumen

El objetivo del presente artículo es determinar el efecto que una variación en el tipo de cambio nominal tiene sobre el valor por metro cuadrado de la tierra urbana medida en pesos argentinos, y cómo este efecto se distribuye en el espacio. Es decir, se busca estimar la elasticidad del valor por metro cuadrado en pesos de la tierra frente a variaciones en el tipo de cambio nominal.

A partir de técnicas de econometría espacial, aplicadas sobre una muestra de 2.341 observaciones de la Ciudad de Córdoba correspondientes al periodo 2017-2019, se estimaron dos modelos SAC (Spatial Autoregressive Confused), uno considerando un efecto constante del tipo de cambio en el espacio y otro contemplando diez diferentes valores de elasticidades aplicables a diferentes sectores de la Ciudad.

El modelo que contempla heterogeneidad espacial presenta el mejor ajuste de ambos, avalando la hipótesis planteada, en donde el sector inmobiliario más dinámico de la ciudad exhibe una elasticidad igual a 1.16, mientras que el sector menos atractivo para la generación de desarrollos inmobiliarios muestra una elasticidad igual a 0.34. Los resultados obtenidos son relevantes como instrumento de política pública para la actualización de los valores catastrales de la tierra urbana, generando efectos directos sobre la equidad del impuesto inmobiliario (y potencialmente sobre el impuesto a los bienes personales).

Keywords: Valor de la tierra, mercado inmobiliario, tipo de cambio, econometría espacial

JEL: R14, C5

1. Introducción

¿Está el mercado de tierra urbana totalmente dolarizado? En el ámbito inmobiliario, la respuesta a esta pregunta es frecuentemente afirmativa. Incluso, en los múltiples episodios de controles de cambio de los que adolece periódicamente Argentina, se suele hablar de un “dólar inmobiliario” como tipo de cambio de referencia único para las operaciones inmobiliarias. Sin embargo, el hecho de que las transacciones se pacten en moneda extranjera, no implica que el valor de los inmuebles siga de manera perfecta las variaciones en el tipo de cambio. Es decir, la forma de cancelación de las operaciones, ya sean en pesos, dólares o trueque, no implica que la elasticidad del valor por metro cuadrado en pesos argentinos de los inmuebles en relación a variaciones del tipo de cambio sea igual a 1. En otros términos, el “valor en dólares” de las propiedades puede cambiar en el tiempo y, como se analizará posteriormente, en el espacio.

Los estudios sobre la relación entre el valor en pesos de la tierra urbana y el tipo de cambio son significativamente escasos para Argentina. Esta escasez es aún más notoria cuando nos centramos en el ámbito de la Economía, y tiene sus raíces en diversos aspectos operativos: la estrategia metodológica más apropiada para abordar el problema consistiría en la construcción de un modelo de efectos fijos o de un modelo vectorial auto-regresivo, con datos en forma de panel estructurado (o cuasi-estructurado). Esta estrategia implicaría la conformación de una base de datos en donde el valor de un mismo inmueble pudiese ser observado en diferentes momentos del tiempo. Lamentablemente, obtener datos de mercado sobre lotes urbanos en venta es un proceso extremadamente trabajoso. Más aún cuando se busca observar el mismo inmueble en diferentes momentos del tiempo, lo cual es frecuentemente imposible, dado que la rotación de lotes urbanos baldíos es baja, y es común que la tierra urbana se venda libre de mejoras sólo una vez para convertirse posteriormente en un producto inmobiliario intrínsecamente diferente (una casa, duplex o departamento), anulando la posibilidad de conformar un panel de datos.

Más allá de las cuestiones operativas asociadas al tema de estudio abordado en el presente artículo, y mirando el fenómeno desde un punto de vista epistemológico, la Economía como ciencia ha mostrado un marcado desinterés por las cuestiones territoriales. Este sesgo anti-territorial se origina, quizás, en las dificultades para determinar precios sobre recursos que no son móviles en el espacio. De hecho, al considerar el efecto territorial mediante la incorporación de costos de transporte y un espacio homogéneo, el primer teorema de la Economía de Bienestar nos lleva a múltiples autarquías, anulando el comercio [Fujita and Thisse, 1996]. Además, la incorporación del espacio al análisis implica la consideración de una dimensión adicional y transversal al resto de las variables bajo estudio. Es decir, por ejemplo, ya no interesa estimar el efecto de algunas variables explicativas sobre una variable objetivo en el rango de variación de ésta última, sino que el problema adquiere una dimensionalidad más elevada y la pregunta a responder pasa a ser ¿cuánto y dónde?. Y si bien la lógica de este tipo de problemas es similar, en esencia, a los problemas de series temporales (¿cuánto y cuándo?), la estructura matemática del fenómeno es sustancialmente más compleja: en los modelos de series de tiempo los “vecinos” están acotados a observaciones próximas en el tiempo (unidimensional), mientras que en los problemas territoriales los vecinos hacen referencia al espacio (bidimensional), dando origen a matrices de vecindario totalmente desordenadas.

En este contexto de escasez relativa investigaciones sobre el tema para Argentina, se registran algunos antecedentes en la estimación del valor de la tierra urbana mediante la aplicación de técnicas de aprendizaje automático y técnicas geo-estadísticas [Carranza et al., 2019] [Monzani et al., 2018] [Piumetto et al., 2019], que en el tratamiento de las muestras de mercado, relevadas en diferentes momentos del tiempo, asumen que el valor de la tierra se encuentra totalmente dolarizado. Este supuesto es un limitante que cobra especial relevancia en períodos signados por movimientos bruscos del tipo de cambio, como el que caracteriza a los años 2018, 2019 y 2020.

En este escenario, resulta pertinente cuestionar qué tan intenso es el ajuste del valor de la tierra urbana ante movimientos en el tipo de cambio, y cómo se comporta este ajuste en el espacio: ¿Es un efecto constante que permite considerar un “tipo de cambio inmobiliario” como medida de ajuste del valor de la tierra medida en pesos ante cambios en el valor del dólar? O, por el contrario; ¿Se trata de un efecto variable en el espacio?. Y en éste último caso; ¿Cómo se distribuye?

El presente trabajo, por lo tanto, apunta a determinar el efecto de una variación en el tipo de cambio sobre el valor por metro cuadrado de la tierra urbana medida en pesos argentinos, y cómo este efecto se distribuye en el espacio. La hipótesis del trabajo de investigación es que el efecto analizado no es homogéneo en el espacio, y descansa en el supuesto de que zonas con un funcionamiento más dinámico en el mercado de tierra, con mayor cantidad de operaciones y un mayor atractivo para el desarrollo de un ámbito de negocios, se caracterizarán por una mayor reacción frente a variaciones en el tipo de cambio que zonas con mercado inmobiliario más deprimido y menor

cantidad de operaciones de compra-venta. Es decir, se puede esperar que las zonas más atractivas de una ciudad, desde el punto de vista del desarrollo inmobiliario, estarán “más dolarizadas” que las zonas deprimidas con valores de la tierra más bajos en términos relativos.

Ante la imposibilidad, mencionada anteriormente, de conformar un panel de datos para construir un modelo de efectos fijos, o un modelo vectorial auto-regresivo que permita dar cuenta de la dinámica del impacto buscado, se recurrirá a técnicas de econometría espacial para estimar la elasticidad de cambios en el valor por metro cuadrado en pesos de la tierra urbana ante variaciones porcentuales en el tipo de cambio. Esta estrategia metodológica es un segundo óptimo, que permite avanzar en el tratamiento del fenómeno en tanto se asuma que la tierra urbana próxima en el espacio tiene características intrínsecamente homogéneas¹. Este supuesto sería difícil de sostener en el caso de inmuebles construidos, ya que hay una serie de características diferenciales que quitan la homogeneidad que sí se puede suponer para la tierra libre de mejoras.

En este contexto, una elasticidad igual a 1 implicará que un incremento de un 1% en el tipo de cambio se traduce en un aumento de un 1% en el precio de mercado de la tierra urbana valuada en pesos argentinos; en este caso, se puede argumentar que el mercado está totalmente dolarizado. Por el contrario, si la elasticidad estimada es menor que 1, el traspaso del movimiento en el valor del dólar al valor en pesos de la tierra urbana no es completo². En el otro extremo, una elasticidad mayor que 1 implica una sobre-reacción (overshotting) del valor de la tierra urbana en pesos ante cambios en el valor del dólar.

El trabajo se propone indagar sobre las hipótesis anteriores recurriendo a técnicas de econometría espacial sobre una muestra de lotes baldíos relevados en la Ciudad de Córdoba, Argentina, y se desarrolla de la siguiente manera; en un primer apartado se detalla la metodología utilizada, posteriormente se presentan los resultados obtenidos para la Ciudad de Córdoba y por último se exponen las principales conclusiones obtenidas a lo largo de la investigación.

Los resultados obtenidos se enmarcan en la modernización encarada desde el año 2017 por la Dirección General de Catastro de la Provincia de Córdoba, y forman parte del tratamiento de la muestra de datos de mercado utilizada para la actualización masiva de los valores de la tierra realizada durante 2020, que será posteriormente estimada mediante técnicas de aprendizaje automático, tal como se detalla en [Piumetto et al., 2019] y en [Carranza et al., 2019].

2. Aspectos metodológicos

2.1. Descripción de los modelos estimados

Con el objetivo de comprender el impacto de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre el valor por metro cuadrado de la tierra urbana se estima un modelo lineal en logaritmos, en donde el coeficiente estimado puede ser interpretado como una elasticidad [Marshall, 1890] que refleja el cambio porcentual en el valor de la tierra, en pesos argentinos, ante una variación de un 1% en el tipo de cambio nominal. Es decir, si se asume que el valor por metro cuadrado en pesos de la tierra urbana ($valor_m^2$) tiene la siguiente relación con el tipo de cambio nominal (TC):

$$\log(valor_m^2) = a + b \log(TC)$$

Diferenciando totalmente esta expresión y despejando el coeficiente b , se obtiene:

$$b = \frac{d(valor_m^2)}{d(TC)} \frac{valor_m^2}{TC}$$

Por lo tanto, en una primera instancia, se estima la elasticidad del tipo de cambio para todo el conjunto de observaciones mediante la Ecuación 1, en donde se agregan variables territoriales para controlar aspectos que puedan generar una falta de aleatoriedad en la distribución espacial de los residuos del modelo lineal:

¹Es decir, si se asume que un metro cuadrado de tierra urbana en un determinado lugar es exactamente igual que un metro cuadrado en el lote vecino (descontando los efectos de esquinas o lotes internos)

²Por supuesto, lo que puede estar mostrando este resultado es un traspaso al valor en pesos a una velocidad más baja, y que eventualmente el traspaso será completo. Nuevamente, para responder de manera correcta a esta pregunta y lograr una estimación del periodo de tiempo que transcurre hasta que el traspaso a pesos es completo, debería conformarse un panel de datos. En otros términos, el modelo no muestra la dinámica del ajuste del valor en pesos ante variaciones en el tipo de cambio, sino sólo un análisis estático, aunque sí muestra la dinámica territorial. Las conclusiones que se desprenden de este análisis, aunque limitadas en dicho sentido, son interesantes al permitir la comparación de impactos en diferentes partes del espacio

$$\ln(\text{valor}_m^2) = \beta_0 + \beta_1 \ln(tc) + \beta_2 \ln(sup) + \beta_3 \ln(frente) + \beta_4 tv + \beta_5 \text{dalta} + \beta_6 \text{dbaja} + \beta_7 \text{dviasprinc} + \beta_8 \text{percedif} + \varepsilon \quad (1)$$

Donde:

- $\ln(\text{valor}_m^2)$: logaritmo natural del valor en pesos argentinos corrientes por m^2 de la tierra (valor total de mercado de la parcela, en pesos, dividido a la superficie en metros cuadrados).
- $\ln(tc)$: logaritmo natural del tipo de cambio nominal vigente al momento de ser relevada cada observación³.
- $\ln(sup)$: logaritmo natural de la superficie de la parcela, calculada en base a información parcelaria abierta por la Dirección General de Catastro en IDECOR (idecor.cba.gov.ar)
- $\ln(frente)$: logaritmo natural del ancho de frente de la parcela.
- tv : dummy que indica el tipo de valor: 0 indica un valor de venta mientras 1 un valor de oferta.
- dalta : distancia a zonas dinámicas para la operatoria inmobiliaria, definidas en 2019 en el marco del Estudio Territorial Inmobiliario de la Provincia de Córdoba por la Dirección General de Catastro.
- dbaja : distancia a zonas de bajo perfil inmobiliario, definidas en 2019 en el marco del Estudio Territorial Inmobiliario de la Provincia de Córdoba por la Dirección General de Catastro.
- dviasprinc : distancia a las vías principales estructurantes de la movilidad urbana, definidas en 2019 por en el marco del Estudio Territorial Inmobiliario de la Provincia de Córdoba por la Dirección General de Catastro.
- percedif : porcentaje de m^2 edificados en un entorno de 500 metros, calculada en base a información parcelaria abierta por la Dirección General de Catastro en IDECOR (idecor.cba.gov.ar).
- $\beta_i \in [0, 10]$: parámetros a estimar por el modelo.
- ε : error aleatorio.

Si bien únicamente interesa el efecto del tipo de cambio sobre el valor por m^2 , se incluye en la especificación una serie de variables independientes para controlar algunos efectos intrínsecos a cada observación; se supone que un lote baldío ofrecido en el mercado no es directamente comparable con un lote efectivamente vendido, ya que existiría un margen de negociación de debe ser descontado. Además, en la muestra de mercado de valores de la tierra coexisten parcelas con diferentes combinaciones de superficie o ancho de frente lo cual hace que éstas no sean directamente comparables, y deben descontarse estos efectos sobre el valor por metro cuadrado en caso de estar presentes. Se agregan, por último, una serie de variables territoriales que informan sobre distancias a lugares relevantes o sobre las características del entorno para incorporar la heteogeneidad espacial al análisis.

Como se puede apreciar, la Ecuación 1 indica que la elasticidad del valor de la tierra por metro cuadrado ante variaciones del tipo de cambio nominal es constante en todo el territorio e igual a $\widehat{\beta}_1$.

En un segundo análisis, se propone dividir la estructura urbana bajo estudio en diferentes cuantiles en función del valor unitario de la tierra por m^2 vigente⁴ y, para cada uno de estos cuantiles, estimar la elasticidad del valor por m^2 ante variaciones en el tipo de cambio.

Se plantea la ecuación 2 para obtener las distintas elasticidades frente al tipo de cambio:

$$\ln(\text{valor}_m^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(tc) + \alpha_{2,Q_i} \ln(tc) : Q_i + \alpha_3 \ln(sup) + \alpha_4 \ln(frente) + \alpha_5 tv + \alpha_6 \text{dalta} + \alpha_7 \text{dbaja} + \alpha_8 \text{dviasprinc} + \alpha_9 \text{percedif} + \varepsilon \quad (2)$$

Donde:

³¿Qué tipo de cambio? Es una pregunta lógica en Argentina: como se verá posteriormente, todas las observaciones utilizadas en el modelo corresponden al año 2019, cuando aún no se había implementado ningún control de cambios.

⁴El valor catastral vigente surge de estudios de mercado realizados en el año 2019, mostrando un escenario actualizado de la variación relativa del precio de la tierra en todo el territorio urbano. Fuente: Dirección de Catastro de la Provincia de Córdoba.

- Q_i = es una variable categórica que asume 1 si la observación pertenece al cuantil i . Para todo $i \in [1, n]$ siendo n el máximo de cuantiles definidos.
- $\ln(tc) : Q_i$ = con este término se capta la relación diferencial entre el tipo de cambio y cada cuantil.

Es decir, se distingue un efecto del tipo de cambio transversal a todos los cuantiles (α_1), de otro efecto específico (o diferencial) por cuantil (α_{2,Q_i}).

2.2. Estimación mediante técnicas de econometría espacial: detección de autocorrelación espacial

Una primera estimación para la Ecuación 1 y Ecuación 2 de la sección 2.1 se realiza mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). No obstante, debido a la naturaleza espacial de la variable dependiente, se procede a realizar diversas pruebas que avalen o refuten la dependencia espacial en los residuos para así lograr la mejor especificación al momento de la estimación.

La dependencia espacial en los residuos puede deberse a la presencia de autocorrelación espacial o a la heterogeneidad espacial en los parámetros [Anselin and Griffith, 1988]. En el primero de los casos, el valor de una variable está correlacionado (positiva o negativamente) con valores cercanos en el espacio geográfico. Mientras que en el segundo caso, las variables explicativas no tienen el mismo efecto en el espacio, es decir, los parámetros del modelo no son únicos. En el presente trabajo se considera únicamente a la autocorrelación espacial como fuente de dependencia espacial.

El primer paso es definir una estructura que permita capturar la autocorrelación espacial, definiendo un vecindario dentro del cual se puede observar dicho efecto. Esto se logra mediante una matriz de pesos espaciales⁵ (W), donde el elemento $w_{ij} \neq 0$ si i y j son consideradas vecinas. Por convención, un elemento no puede ser vecino de sí mismo, por lo tanto $w_{ij} = 0 \forall i = j$. Respecto a su construcción, existen diferentes matices y criterios, desde aquellos que consideran variables geográficas como la contigüidad o la distancia, hasta otros criterios que consideran diversas variables socio-económicas e interacciones sociales para la definición de vecindad. La matriz W ocupa un rol central en el análisis espacial y su construcción condiciona el resto de los resultados [Corrado and Fingleton, 2012] [Harris et al., 2011].

Elegida la matriz de vecindario, se procede a la realización de diferentes test y contrastes para avalar o refutar la autocorrelación espacial. Para esto, se realiza el test I de Moran [Moran, 1950] sobre los residuos de MCO en el cual la hipótesis nula es que no existe autocorrelación espacial. Así, de encontrar evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, se deberá usar algún modelo de econometría espacial para realizar la estimación. No obstante, si bien el test detecta autocorrelación espacial, no brinda información acerca de la naturaleza de ésta.

Por esta razón, se realizan diversos contrastes de Multiplicadores de Lagrange [Burrige, 1981] en los cuales la hipótesis alternativa es más precisa sobre la presencia de autocorrelación. Se plantean dos contrastes, en el primero se prueba la presencia de autocorrelación espacial en el término de error (LMerror) mientras que en el segundo se prueba la presencia de autocorrelación espacial en la variable dependiente (LMlag). A su vez, de ambos multiplicadores existe una versión robusta frente a problemas de especificación [Anselin et al., 1996].

Con presencia de autocorrelación espacial en el término de error, el modelo generador de los datos respondería a la siguiente forma funcional, también denominados modelos SEM (Spatial Error Models).

$$y = X\beta + u$$

En el cual el término de error se comporta de la siguiente manera:

$$u = \lambda Wu + \varepsilon / u \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Es decir que el error responde a un proceso autorregresivo espacial⁶, siendo λ el parámetro autorregresivo. Para detectar autocorrelación espacial en el término de error se plantea la siguiente prueba de hipótesis.

$$H_0 : \lambda = 0 \quad H_1 : \lambda \neq 0$$

⁵También denominada matriz de contactos, matriz de contigüidad, matriz de distancia, entre otros. Luego de su construcción, se realiza una normalización por filas.

⁶El error también puede responder a un proceso de media móvil espacial.

En el segundo contraste, en el caso de estar frente a la presencia de autocorrelación espacial en la variable dependiente, el modelo generador de los datos respondería a la siguiente forma funcional (modelos SAR, o Spatial Auto-regressive Models).

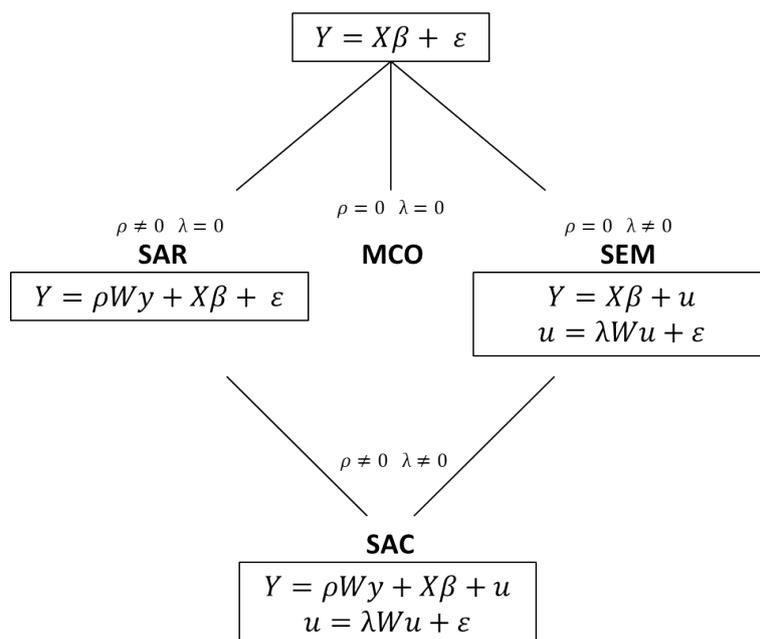
$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad / \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

En este caso ρ sería el parámetro autorregresivo. Para detectar autocorrelación espacial en la variable dependiente, se plantea la siguiente prueba de hipótesis:

$$H_0 : \rho = 0 \quad H_1 : \rho \neq 0$$

El rechazo o aceptación de las hipótesis nulas en los diversos contrastes son tomados como guía para elegir la especificación del modelo espacial que se utilizará en la estimación de la Ecuación 1 y la Ecuación 2, tal como se detalla en la Figura 1.

Figura 1: Elección de modelo de econometría espacial



Resulta conveniente aclarar que en el presente trabajo no se ha considerado la autocorrelación espacial en las variables independientes, que da lugar a otro tipo de modelos, conocidos usualmente como SLX, SLM y SDEM [Bellefon et al., 2018]. La decisión de su no incorporación se sustenta en que el valor del tipo de cambio es independiente del espacio por naturaleza.

2.3. Cálculo de elasticidades y actualización del valor

Una vez realizadas las estimaciones se procede al cálculo de las elasticidades. En la Ecuación 1 la elasticidad general para el conjunto de observaciones será el valor estimado de β_1 . Por otro lado, de acuerdo la Ecuación 2, las elasticidades de cada cuantil se construirán mediante la suma del efecto transversal y del efecto específico.

$$\begin{aligned}
 elasticidad_{Q_1} &= \alpha_1 \\
 elasticidad_{Q_2} &= \alpha_1 + \alpha_{2,Q_2} \\
 elasticidad_{Q_3} &= \alpha_1 + \alpha_{2,Q_3} \\
 elasticidad_{Q_4} &= \alpha_1 + \alpha_{2,Q_4} \\
 &\vdots \\
 elasticidad_{Q_n} &= \alpha_1 + \alpha_{2,Q_n}
 \end{aligned}$$

Un punto relevante a destacar es que, de considerarse un modelo con autocorrelación en la variable dependiente, el cálculo de las elasticidades no resulta de los coeficientes estimados únicamente,

ya que debe considerarse el efecto espacial dado por el parámetro ρ . Esto es, al incorporar la dependencia espacial en la variable dependiente, se genera un efecto derrame global (global spillover). Siguiendo a [Herrera, 2015], la retroalimentación se produce dado que una variación en la k -ésima variable independiente, genera una variación inicial en y_i de β_{ik} unidades. Esta variación repercute en sus J vecinos, efecto capturado por el término $\rho W y$. Es decir, existirá un nuevo impacto igual a $\rho \sum_{i \neq j} x_{i,j} \beta_{j,k}$ unidades. Asumiendo que $|\rho| < 1$, eventualmente el efecto se detendrá. Por otro lado, en caso de incorporar únicamente dependencia espacial en el término del error la interpretación de los coeficientes no se ve afectada. Para un mayor desarrollo sobre el tema consultar a los autores Golgher y Voss [Golgher and Voss, 2016].

Una vez obtenidas las elasticidades correspondientes, y con el objetivo de analizar la consistencia espacial de los resultados, se procede reexpresar todos los valores muestrales a un mismo tipo de cambio nominal⁷ mediante el cálculo planteado en la Ecuación 3 para toda observación i .

$$valor_actualizado_m^2 = \left(1 + \left(\frac{tc_{actualizar}}{tc_{observado}} - 1 \right) \times elasticidad_i \right) \times valor_observado_m^2 \quad (3)$$

Dónde $tc_{observado}$ corresponde al valor promedio mensual del tipo de cambio en el mes que fue relevado el dato de mercado mientras que $tc_{actualizar}$ corresponde al valor del tipo de cambio que se quiere reexpresar.

3. Estimación econométrica

En esta sección se presenta la estimación econométrica realizada y los resultados obtenidos para la Ciudad de Córdoba. Para comenzar, se realiza una descripción de la muestra utilizada y su distribución espacial en la ciudad. Posteriormente, se analiza la existencia y naturaleza de la dependencia espacial, con el objetivo de determinar mejor modelo a partir de los datos existentes. Por último se detallan los resultados, donde se podrán apreciar las elasticidades por cuantil y analizar su efecto en diferentes partes del territorio analizado.

3.1. Descripción de la base de datos

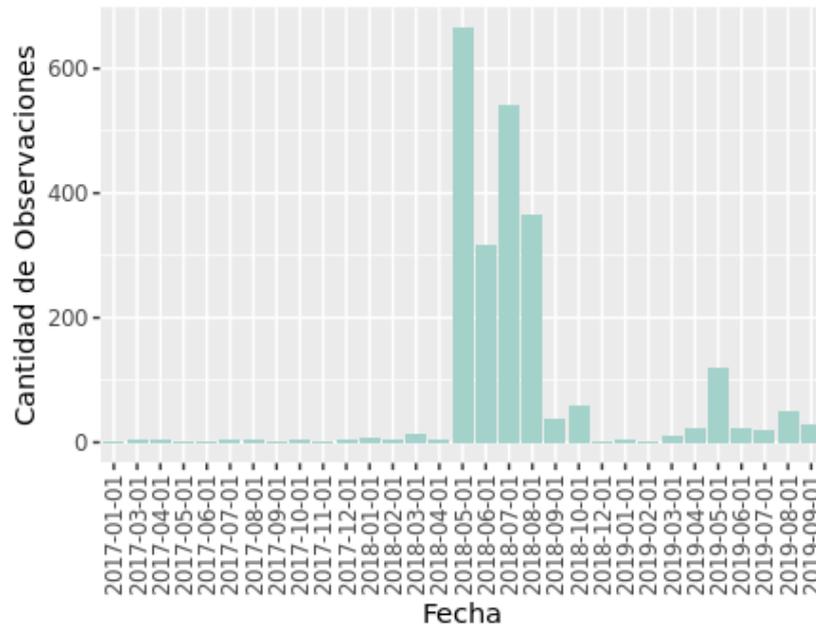
La muestra utilizada consiste en 2.341 observaciones de lotes baldíos ofrecidos o vendidos en la ciudad de Córdoba, Argentina, entre enero de 2017 y septiembre de 2019. Los datos fueron relevados en el marco del Estudio Territorial Inmobiliario de la Provincia de Córdoba y sistematizados en el Observatorio del Mercado Inmobiliario de la Provincia (OMI: www.omi.mapascordoba.gob.ar). La muestra se compone de 1.752 observaciones correspondientes a ofertas, 13 observaciones de ventas, 65 observaciones de valores de escrituración⁸, 3 valores de remate y 591 tasaciones.

A continuación se presenta la distribución de la muestra de acuerdo a su fecha de relevamiento. Se aprecia una mayor concentración en los meses del segundo semestre de 2018.

⁷Lo que sería equivalente a expresarlos a un mismo momento del tiempo, conceda el lector ese supuesto dada la dinámica de la macroeconomía argentina.

⁸En este punto es importante aclarar que se consideraron valores de escrituración que no mostrasen grandes diferencias con las observaciones de mercado relevadas en el entorno.

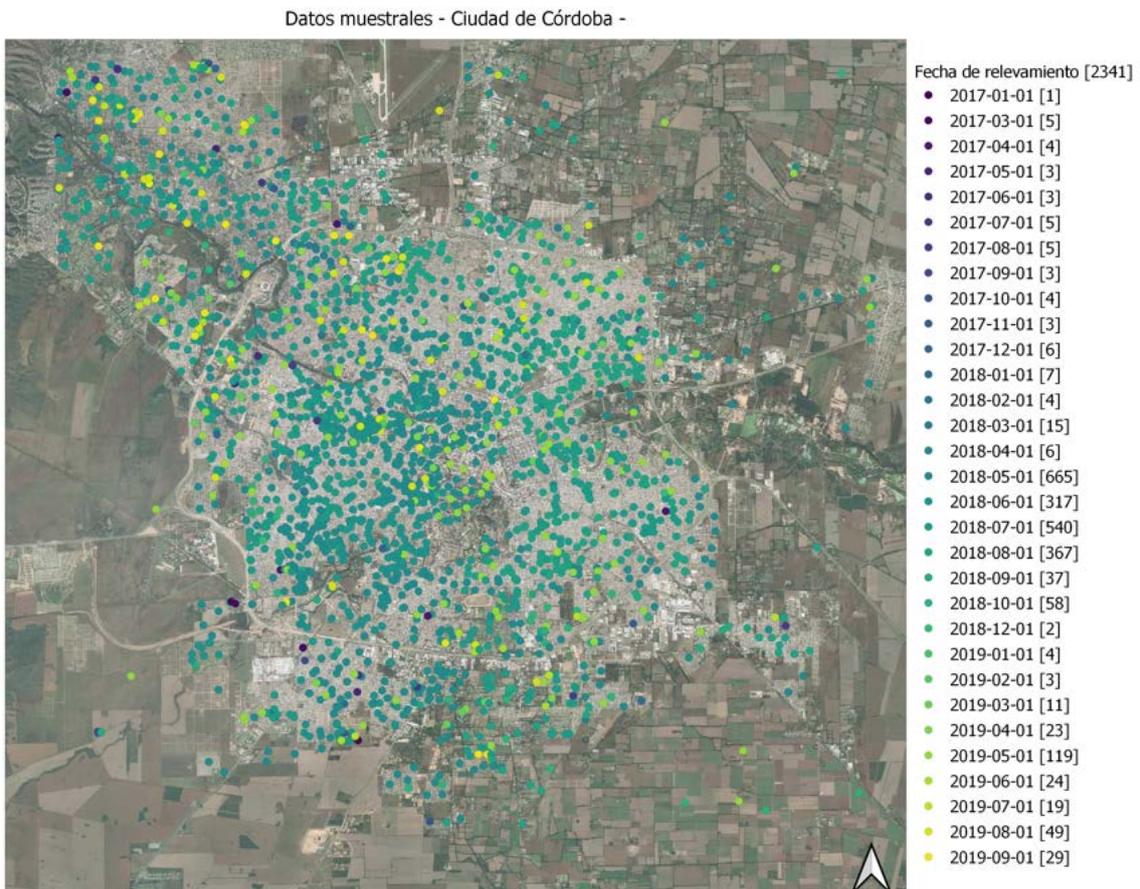
Figura 2: Distribución de las observaciones



Fuente: Elaboración propia

De manera ilustrativa se presenta cómo se distribuye espacialmente la muestra. Se indica, además, la cantidad de observaciones correspondientes a cada mes y año.

Figura 3: Distribución espacial de la muestra según fecha de relevamiento



Fuente: Elaboración propia

3.2. Análisis de dependencia espacial

La matriz de pesos espaciales utilizada en el presente trabajo se construyó considerando la inversa de distancia euclidiana entre las observaciones a un radio de 500 metros lineales. Esta decisión se basa en el rango del semivariograma de los valores fiscales vigentes, estimados en 2019. Es decir, los componentes de la diagonal principal son nulos y cada elemento de la matriz responde a la siguiente regla:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & d \leq 500 \\ 0 & d > 500 \end{cases} \quad \forall i \neq j$$

donde d_{ij} representa la distancia euclidiana entre las observaciones i y j .

Se estimaron los modelos MCO datos por las ecuaciones 1 y 2 y se realizaron las pruebas de hipótesis de autocorrelación espacial detalladas en el apartado metodológico, arrojando los resultados presentados en el Cuadro 1. Al modelo especificado en la Ecuación 1 se lo denomina Elasticidad Constante mientras que el modelo especificado en 2 se lo denomina de Elasticidad Variable.

Cuadro 1: Análisis de dependencia espacial

Indicador	Elasticidad Constante		Elasticidad Variable	
	Estadístico	Pr(> z)	Estadístico	Pr(> z)
Test I Moran sobre residuos MCO	34.68	0.0000	9.09	0.0000
RLMerror	913.06	0.0000	45.76	0.0000
RLMlag	25.83	0.0000	47.99	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Dada la presencia de autocorrelación espacial en el término de error y en la variable dependiente, se procede a la estimación de la Ecuación 1 y la Ecuación 2 con un modelo SAC. Los resultados pueden visualizarse en el Cuadro 2 y el Cuadro 3 respectivamente.

Cuadro 2: Resultados regresión con elasticidad constante

SAC - Elasticidad constante en el espacio				
Variable	Coefficiente	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	5.9573	0.2398	24.8457	0.0000
ln(tc)	0.7063	0.0494	14.2847	0.0000
ln(sup)	-0.2279	0.0270	-8.4293	0.0000
ln(frente)	0.1437	0.0213	6.7561	0.0000
tv	0.1887	0.0287	6.5755	0.0000
delta	-0.0002	0.0000	-6.9877	0
dbaja	0.0002	0.0000	6.8805	0.0000
dviasprin	-0.0002	0.0000	-5.1243	0.0000
percedif	0.8499	0.0583	14.5783	0.0000
Observaciones	2341			
AIC	4019.4			
AIC (lm)	5100.3			
R2 Nagelkerke	0.741			

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 3: Resultados regresión con elasticidad variable

SAC - Elasticidad variable en el espacio				
Variable	Coefficiente	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	6.1138	0.1846	33.1140	0.0000
ln(tc)	0.3199	0.0433	7.3797	0.0000
ln(sup)	-0.2464	0.0206	-11.9697	0.0000
ln(frente)	0.1432	0.0179	8.0097	0.0000
tv	0.1728	0.0234	7.3857	0.0000
delta	0.0000	0.0000	0.4906	0.6237
dbaja	0.0000	0.0000	0.2539	0.7996
dviasprin	0.0000	0.0000	-0.4876	0.6258
percedif	0.4529	0.0291	15.5680	0.0000
ln(tc):Q2	0.1047	0.0164	6.3819	0.0000
ln(tc):Q3	0.2126	0.0150	14.1522	0.0000
ln(tc):Q4	0.3072	0.0147	20.8431	0.0000
ln(tc):Q5	0.3828	0.0153	24.9844	0.0000
ln(tc):Q6	0.4408	0.0162	27.2617	0.0000
ln(tc):Q7	0.5370	0.0162	33.0709	0.0000
ln(tc):Q8	0.5863	0.0173	33.7961	0.0000
ln(tc):Q9	0.6344	0.0174	36.3981	0.0000
ln(tc):Q10	0.7720	0.0187	41.3399	0.0000
Observaciones	2341			
AIC	2907.8			
AIC (lm)	3033.3			
R2 Nagelkerke	0.84			

Fuente: Elaboración propia

3.3. Análisis de resultados

Como se ha hecho mención en el apartado metodológico, dado que la estimación de los coeficientes fue realizada mediante un modelo SAC, para poder cuantificar el efecto total que una variación en el tipo de cambio tiene sobre el valor por m^2 , se debe contemplar también el efecto de la dependencia espacial, considerando el efecto derrame (spillover) entre observaciones vecinas.

Cuadro 4: Impactos directos, indirectos y totales de regresion con elasticidad constante en el espacio

Variables	Efecto Directo	Efecto Indirecto	Efecto Total
ln(tc)	0.7071	0.0535	0.7606
ln(sup)	-0.2282	-0.0173	-0.2454
ln(frente)	0.1439	0.0109	0.1547
tv	0.1889	0.0143	0.2032
delta	-0.0002	0.0000	-0.0002
dbaja	0.0002	0.0000	0.0002
dviasprin	-0.0002	0.0000	-0.0002
percedif	0.8509	0.0644	0.9153

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 5: Impactos directos, indirectos y totales de regresion con elasticidad variable en el espacio

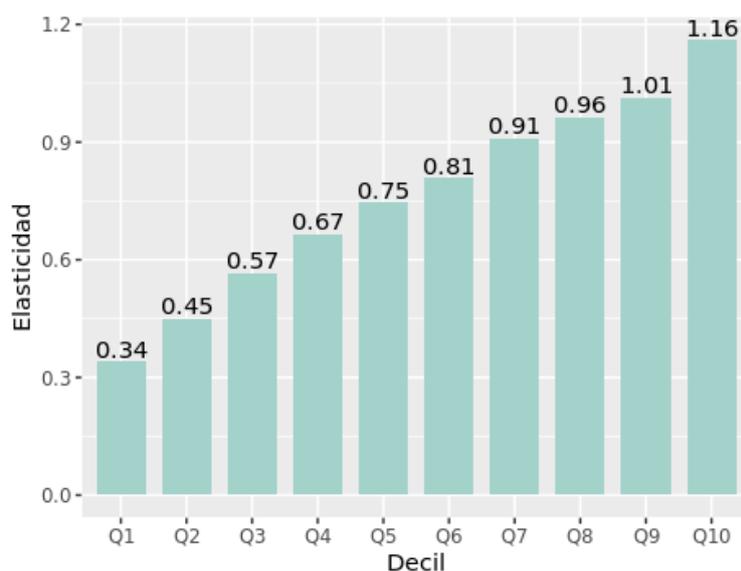
Variabes	Efecto Directo	Efecto Indirecto	Efecto Total
ln(tc)	0.3201	0.0197	0.3398
ln(sup)	-0.2466	-0.0152	-0.2618
ln(frente)	0.1433	0.0088	0.1521
tv	0.1729	0.0106	0.1836
dalta	0.0000	0.0000	0.0000
dbaja	0.0000	0.0000	0.0000
dviasprin	0.0000	0.0000	0.0000
percedif	0.4533	0.0279	0.4812
ln(tc):Q2	0.1048	0.0065	0.1112
ln(tc):Q3	0.2128	0.0131	0.2259
ln(tc):Q4	0.3074	0.0189	0.3263
ln(tc):Q5	0.3831	0.0236	0.4067
ln(tc):Q6	0.4412	0.0272	0.4684
ln(tc):Q7	0.5374	0.0331	0.5705
ln(tc):Q8	0.5867	0.0361	0.6229
ln(tc):Q9	0.6349	0.0391	0.6740
ln(tc):Q10	0.7726	0.0476	0.8201

Fuente: Elaboración propia

En el primer modelo, de elasticidad constante en el espacio, el valor estimado de la elasticidad frente al tipo de cambio se ubica en 0,76 (Cuadro 4). Es decir, frente a una variación en el tipo de cambio del 10 %, el valor por m^2 en la Ciudad de Córdoba se modifica un 7,6 %.

Por otro lado, al considerarse heterogeneidad en las elasticidades, se comprueba que zonas con un valor por m^2 menor, tienen una menor elasticidad frente al tipo de cambio que zonas con un mayor valor por m^2 . Así, la elasticidad estimada para el primer decil es de 0,34. En otros términos, ante un aumento del 10 % del tipo de cambio, el valor por m^2 en pesos de las observaciones pertenecientes a este decil aumentan en un 3,4 %. En cambio, en el decil más alto la elasticidad es 1,16; es decir que ante un aumento del 10 % en el precio del dólar, el valor por m^2 aumenta 11,6 %. Se pueden observar estos efectos directos, indirectos y totales en el Cuadro 5 y la elasticidad por cuantil (efecto total) en la Figura 4.

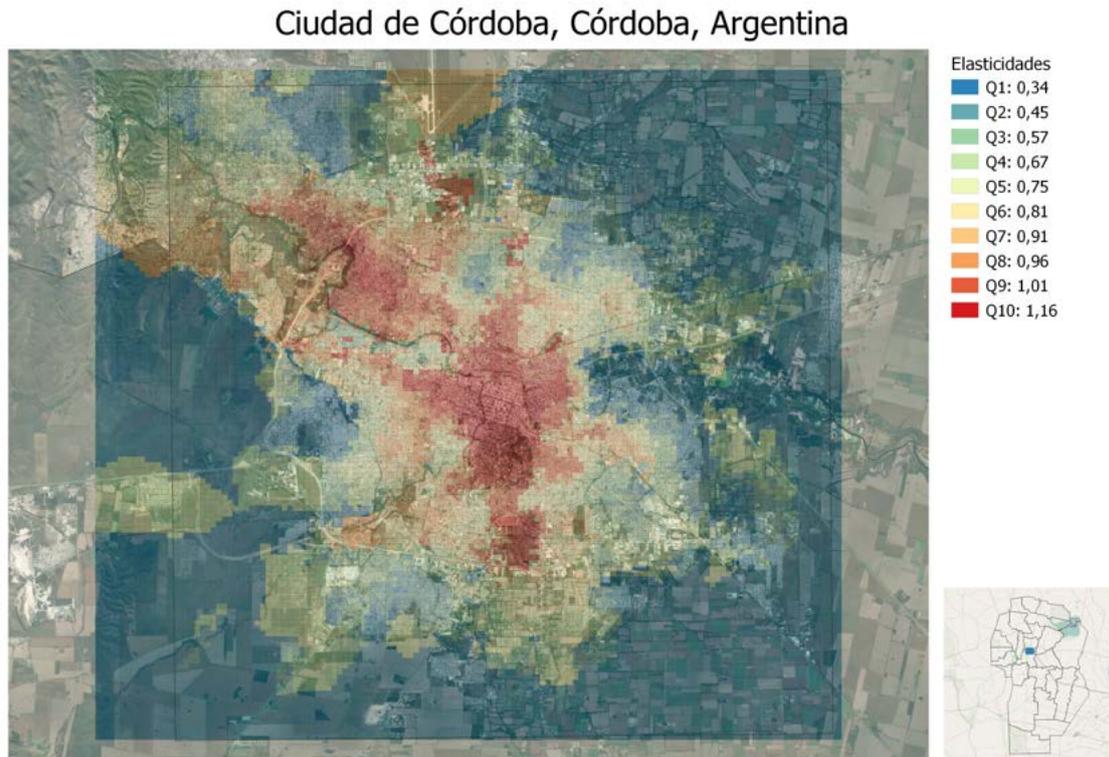
Figura 4: Elasticidades estimadas



Fuente: Elaboración propia

Geográficamente las elasticidades se comportan como se muestra en la Figura 5. Las zonas de más alto valor como el centro de la Ciudad, la zona noroeste y sur presentan las elasticidades más altas comparadas con las zonas periféricas.

Figura 5: Distribución espacial de las elasticidades estimadas



Fuente: Elaboración propia

Dado que el criterio de información de Akaike es menor en la segunda especificación (2907,8, Cuadro 3) que en la primera (4019,4, Cuadro 2), se puede afirmar que realizar la estimación de las elasticidades mediante deciles es una mejor alternativa que suponer un grado de dolarización homogéneo en todo el espacio. Además, el R^2 de Nagelkerke es mayor en esta última también (0,84 vs 0,74).

3.4. Exploración de los resultados obtenidos.

Una vez estimadas las elasticidades, se procede a realizar la actualización del valor muestral según la Ecuación 3 con el objetivo de realizar una exploración visual de los resultados y verificar que observaciones próximas en el espacio, pero relevadas en momentos y tipos de cambio diferentes, tengan ahora valores similares.

A modo ilustrativo, se exponen a continuación una serie de ejemplos en diversos sectores de la ciudad en los que se puede observar el resultado de la actualización de los valores de la tierra por m^2 según las elasticidades estimadas. Como se detalló en el párrafo anterior, se pretende comprobar que, luego de la aplicación de las elasticidades propuestas, dos observaciones próximas en el espacio y relevadas en diferentes momentos (y con distintos tipos de cambio vigentes), arrojen valores de la tierra por m^2 en pesos similares. Para ello, se toma de referencia un valor del tipo de cambio de \$ 44,93, correspondiente a Mayo de 2019 y coincidente con el utilizado para la valuación fiscal vigente.

Entonces, por valor observado se entiende al valor en pesos por m^2 al momento que fue relevado el dato, mientras que el valor actualizado es el valor en pesos por m^2 reexpresado a un tipo de cambio de \$ 44,93 de acuerdo a la Ecuación 3.

En el primer ejemplo planteado (Figura 6a), ubicado en una zona del Barrio Poeta Lugones, se puede observar un conjunto de observaciones muy cercanas en el espacio que fueron relevadas en diferentes momentos. El resultado de la actualización, con una elasticidad del 0.96 (octavo decil) arroja valores semejantes, alrededor de \$12.000 por m^2 .

En el ejemplo siguiente (Figura 6b) se exponen dos datos en el Barrio Villa Belgrano, también del octavo decil, uno con valor observado \$7.280 (07/2018) y el otro con un valor por m^2 observado de \$14.437 (09/2019). Luego de la actualización, el valor por m^2 se encuentra alrededor de \$11.500 en ambas observaciones.

A continuación, en Barrio Alto Verde sobre calle Ombú (Figura 6c), se pueden distinguir dos observaciones cargadas con tipo de cambio \$27,61 y \$43,22. Con una elasticidad del 0,96, se estiman valores actualizados por m^2 cercanos a \$ 11.000.

Le sigue un ejemplo en la zona de Barrio Valle Cercano (Figura 6d), perteneciente al cuarto decil, con muestras tomadas a diferentes valores del tipo de cambio (\$15,52, \$17,45, \$19,02, \$26,67, \$42,46 y \$52,23). Ya realizada la actualización con una elasticidad del 0,67, todas las observaciones se acercan a valores por m^2 entre \$ 3.000 - \$ 4.000.

A continuación, en una zona del Barrio Manantiales (Figura 6e) se contabilizan cuatro observaciones cercanas en su entorno, con valores de tipo de cambio de \$23,6, \$26,67 y \$56,57. Una vez actualizados los valores, el valor por m^2 es similar entre \$12.000 y \$14.000.

Luego, en Barrio Alto Alberdi cercano a 27 de Abril entre Padre Lozano y José Etcheverría, zona que forma parte del décimo decil, se encuentran tres observaciones cargadas con tipo de cambio \$26,67 y \$52,23 (Figura 6f). Se estiman valores actualizados por m^2 cercanos entre sí, oscilando entre \$ 19.000.-\$ 23.000.

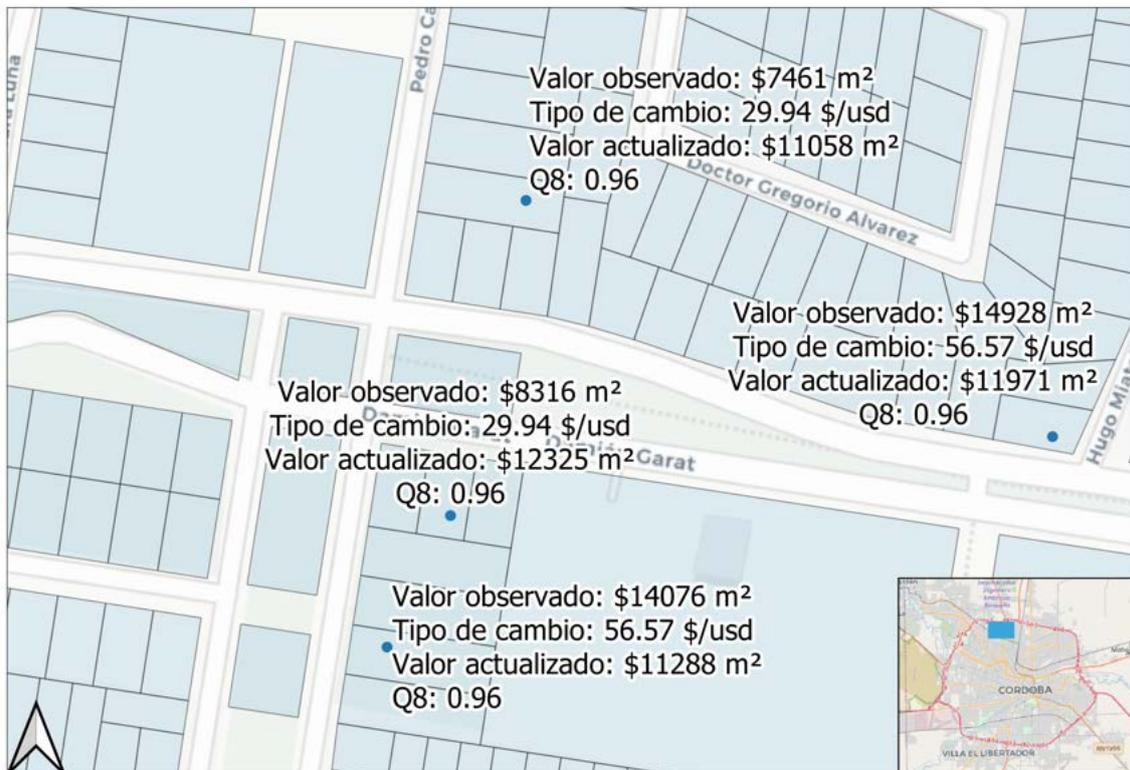
En Barrio Renacimiento (Figura 6g) también se observan resultados satisfactorios, donde la elasticidad estimada para el primer decil se ubicó en 0.34. Dos observaciones tomadas a diferentes tipos de cambio \$23,6 y \$44,82 arrojan un valor actualizado de poco menos de \$1.500 en ambos casos.

Por último, en el Barrio Villa Rivera Indarte (Figura 6h), perteneciente al segundo decil, los valores actualizados al tipo de cambio de \$44,93 por dólar, con una elasticidad de 0.45, se estiman valores por m^2 cercanos a \$1.500 - \$1.600.

Figura 6: Ejemplos de actualización del valor por m^2 de la tierra en la Ciudad de Córdoba

(a)

Barrio Poeta Lugones



(b)

Barrio Villa Belgrano



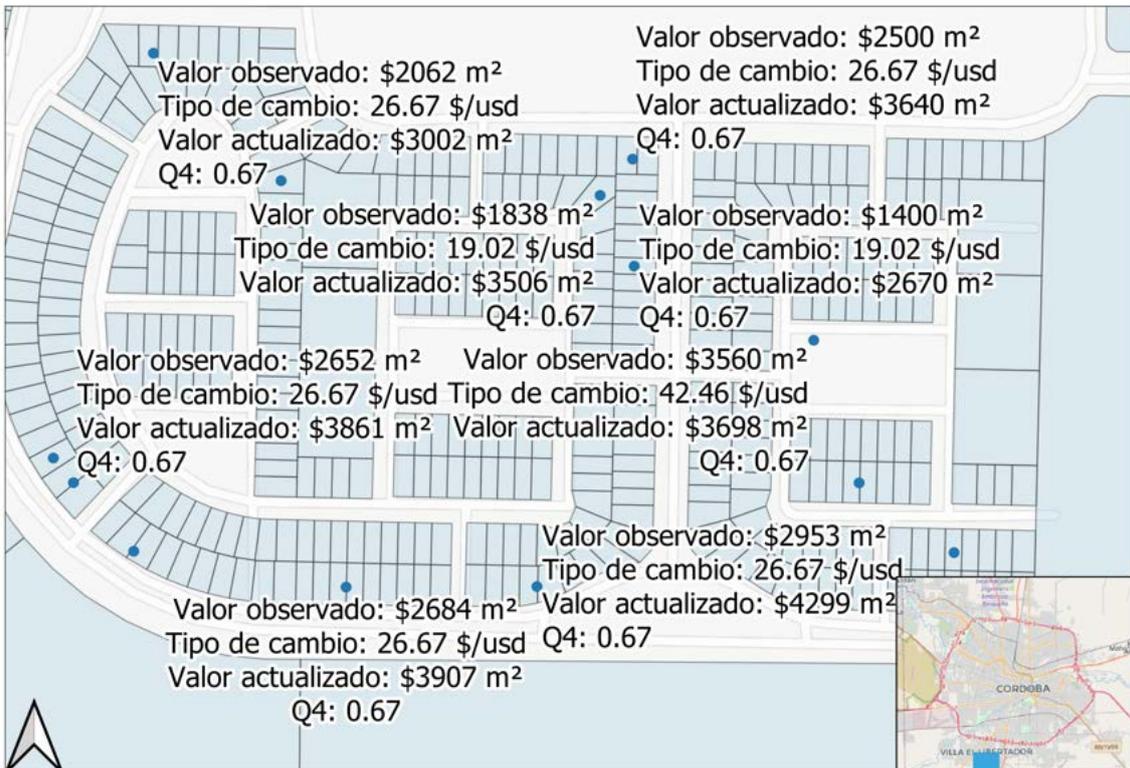
(c)

Barrio Alto Verde



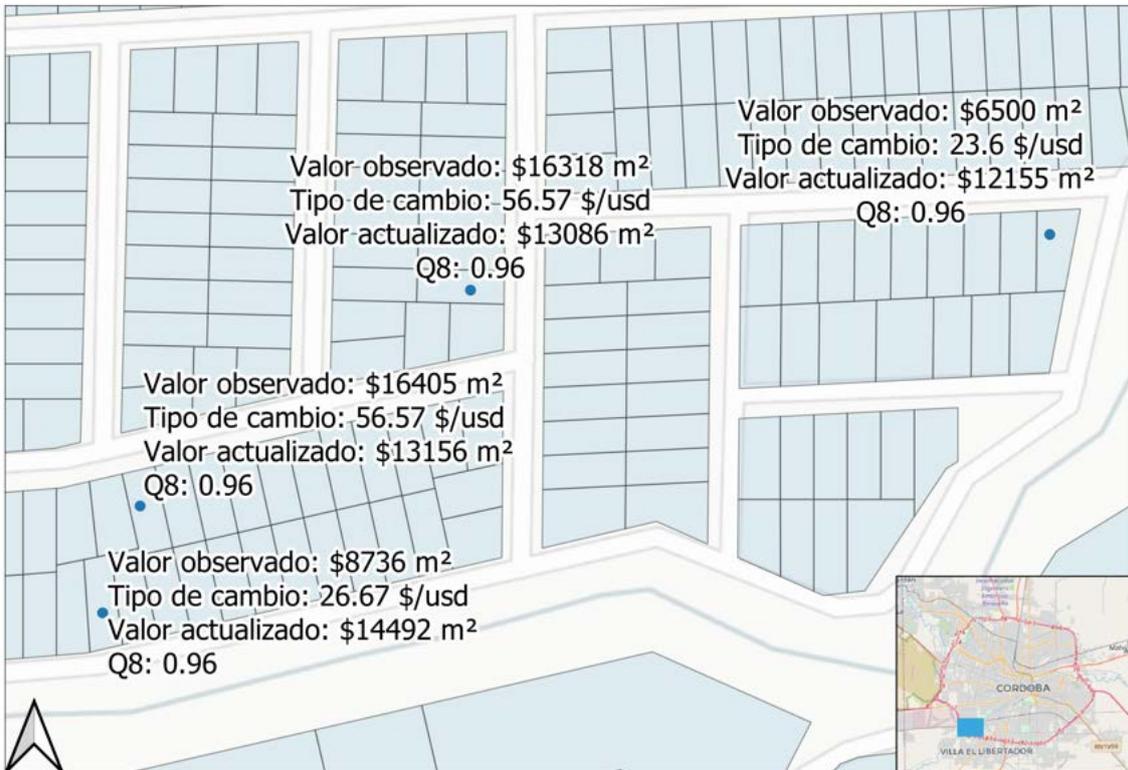
(d)

Barrio Valle Cercano



(e)

Barrio Manantiales



(f)

Barrio Alto Alberdi



4. Discusión y principales conclusiones

El objetivo del presente trabajo consistió en analizar el impacto del valor del dólar sobre el valor de mercado de la tierra urbana en pesos, asumiendo como hipótesis que el nivel de “dolarización” del mercado inmobiliario no es constante en el espacio. La hipótesis descansa en el argumento de que dentro de una misma ciudad coexisten diferentes tipos de mercados inmobiliarios para la tierra urbana, cada uno con sus propias lógicas de funcionamiento y diferentes velocidades de respuesta ante cambios en el valor del dólar.

Dado el contexto macroeconómico argentino, de alta inflación y recurrente depreciación de la moneda, resulta ineludible alguna metodología de actualización de los valores muestrales que han sido relevados en diferentes momentos del tiempo. Para tal fin, debido al alto grado de dolarización del mercado inmobiliario, se decide tomar al valor del tipo de cambio como variable de actualización.

La premisa del trabajo supone que el efecto analizado no es homogéneo en el espacio. Para comprobar las hipótesis planteadas se utilizaron los datos de los relevamientos de datos inmobiliarios realizados por el Estudio Territorial Inmobiliario de la Provincia de Córdoba desde 2017 hasta septiembre de 2019, totalizando 2.341 observaciones georreferenciadas en la ciudad de Córdoba. A partir de técnicas de econometría espacial, se estimaron dos modelos SAC (Spatial Autoregressive Model), uno considerando que el efecto del tipo de cambio era constante en el espacio y otro considerando diez diferentes valores de elasticidades aplicables a diferentes sectores de la ciudad.

Los resultados obtenidos permiten avalar las hipótesis planteadas. El modelo que contempla heterogeneidad en la distribución espacial elasticidad estimada presenta un mejor ajuste que el modelo que asume una elasticidad constante en el espacio, ya sea por criterio de Akaike cómo por R^2 . En la serie de ejemplos presentados en la Sección 3 se observa que los valores de mercado relevados en diferentes momentos del tiempo y a distintos tipos de cambio nominales, una vez actualizados, son similares en su entorno.

Estos resultados son relevantes como instrumento de política pública para la actualización de los valores catastrales de la tierra urbana. La metodología de actualización propuesta permite descomprimir la necesidad intensiva de datos para implementar revalúos masivos, posibilitando la reutilización de observaciones muestrales cuando la estrategia de actualización de valores de la tierra es periódica (algo altamente recomendable en Argentina, dada la constante pérdida de valor de la moneda que vuelve obsoletos a los valores catastrales al poco tiempo de ser actualizados).

Contar con valores catastrales de la tierra actualizados tiene efectos directos sobre la equidad del impuesto inmobiliario (y potencialmente sobre el impuesto a los bienes personales). El mercado del suelo está en movimiento constante, existiendo alteraciones estructurales que afectan en la misma magnitud a los precios de todos los terrenos, pero también alteraciones particulares que sólo afectan a terrenos específicos cuando cambian su uso o se densifican. Décadas de alteraciones urbanas no registradas en las valuaciones catastrales generan una estructura de bases impositivas regresivas, que gravan de manera laxa a las áreas urbanas más dinámicas que se han consolidado durante este período (principalmente las que se encuentran hacia la periferia), y de manera relativamente más exigente a áreas urbanas que con el paso del tiempo se han vuelto menos dinámicas (los centros geográficos urbanos típicos de las ciudades monocéntricas, que han perdido atractivo inmobiliario durante las últimas décadas). Esta situación se traduce en una elevada falta de equidad horizontal del sistema tributario local, entendido como una situación en la cual dos contribuyentes con igual capacidad de pago son gravados de manera diferente por el Estado.

Por otro lado, las ciudades latinoamericanas en general, y las argentinas en particular, presentan una elevada segregación urbana que se ha potenciado en las últimas dos décadas [F., 2003], configurando un crecimiento hacia la periferia marcado por *la producción de territorios diferenciales que consolidan formas de vida antitéticas: por un lado, la segregación autoinducida de los sectores de más altos ingresos y, por el otro, la segregación estructural (por expulsión) de los pobres urbanos* [Cervio, 2015]. Una estructura de valores fiscales del suelo que no registre estos movimientos en la dinámica urbana se expresa en un impuesto inmobiliario que grava de igual manera a estos dos universos de contribuyentes que se encuentran segregados en la realidad, dotando al sistema tributario de una notable falta de equidad vertical (situación en la cual dos contribuyentes de diferente capacidad contributiva son gravados de igual manera por el Estado).

Assumiendo, entonces, el impacto de la actualización de los valores catastrales de la tierra sobre la equidad del impuesto inmobiliario, la metodología propuesta en el presente trabajo permite subsanar una deficiencia metodológica que, dada la falta de investigaciones sobre el tema, suele afectar a los procesos de revalúo: asumir que el mercado inmobiliario se encuentra totalmente dolarizado. Como se puede apreciar en los resultados, de tomarse esta estrategia en la muestra de mercado utilizada en el proceso de revalúo, los datos ubicados en las zonas menos dinámicas de la ciudad serían

trabajados con valor mayor del que efectivamente correspondería (se les estaría imputando una elasticidad igual a 1 cuando los resultados indican que es igual a 0.34), afectando o conteniendo la progresividad inherente al proceso. De igual manera, las observaciones de mercado de las zonas más dinámicas serían tratadas con valores menores a lo que indican los resultados obtenidos (se les estaría imputando una elasticidad igual a 1 cuando los resultados indican que es igual a 1.16).

Finalmente, queda abierta la posibilidad de validar los resultados obtenidos mediante metodologías alternativas. Es el caso, por ejemplo, de una Regresión Geográficamente Ponderada (GWR, por sus siglas en inglés). Esta metodología de estimación se sustenta en la idea que el efecto de las variables explicativas no es homogéneo en el espacio. La estrategia metodológica aplicada en el presente trabajo permitió separar el espacio de estudio (la ciudad de Córdoba) en 10 sectores y estimar una elasticidad aplicable a cada uno de ellos. Una Regresión Geográficamente Ponderada posibilitaría, en cambio, obtener el valor del parámetro (la elasticidad del valor de la tierra en pesos ante variaciones en el tipo de cambio) en cada observación muestral, que luego podrían interpolarse en el espacio (mediante Kriging Ordinario o alguna técnica geoestadística) para obtener un mapa continuo de la distribución espacial de la elasticidad buscada.

Referencias

- [Anselin et al., 1996] Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., and Yoon, M. J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional science and urban economics*, 26(1):77–104.
- [Anselin and Griffith, 1988] Anselin, L. and Griffith, D. A. (1988). Do spatial effects really matter in regression analysis? *Papers in Regional Science*, 65(1):11–34.
- [Bellefon et al., 2018] Bellefon, D., Loonis, Fontaine, Costemalle, et al. (2018). *Handbook of Spatial Analysis with R*. Insee Eurostat.
- [Burridge, 1981] Burridge, P. (1981). Testing for a common factor in a spatial autoregression model. *Environment and Planning A*, 13(7):795–800.
- [Carranza et al., 2019] Carranza, J. P., Piumetto, M. A., Salomón, M. J., Monzani, F., Montenegro, M. G., and Córdoba, M. A. (2019). Valuación masiva de la tierra urbana mediante inteligencia artificial. el caso de la ciudad de san francisco, córdoba, argentina. *Vivienda y Ciudad*, 6:90–112.
- [Cervio, 2015] Cervio, A. L. (2015). Expansion urbana y segregacion socio-espacial en la ciudad de cordoba (argentina) durante los años ‘80. *Astrolabio*, 14.
- [Corrado and Fingleton, 2012] Corrado, L. and Fingleton, B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52(2):210–239.
- [F., 2003] F., S. (2003). *La segregacion social del espacio en las ciudades de América Latina*. Banco Interamericano de Desarrollo - BID.
- [Fujita and Thisse, 1996] Fujita, M. and Thisse, J.-F. (1996). Economics of agglomeration. *Journal of the Japanese and international economies*, 10(4):339–378.
- [Golgher and Voss, 2016] Golgher, A. B. and Voss, P. R. (2016). How to interpret the coefficients of spatial models: Spillovers, direct and indirect effects. *Spatial Demography*, 4(3):175–205.
- [Harris et al., 2011] Harris, R., Moffat, J., and Kravtsova, V. (2011). In search of ‘w’. *Spatial Economic Analysis*, 6(3):249–270.
- [Herrera, 2015] Herrera, M. (2015). Econometría espacial usando stata. breve guía aplicada para datos de corte transversal. *Documentos de Trabajo del IELDE*, 13.
- [Marshall, 1890] Marshall, A. (1890). *Principios de Economía*. Prometheus.
- [Monzani et al., 2018] Monzani, F., Montenegro, M. G., Piumetto, M. A., Córdoba, M. A., Salomón, M. J., and Carranza, J. P. (2018). Técnicas geoestadísticas aplicadas a la valuación masiva de la tierra urbana: El caso de la ciudad de rio cuarto, provincia de córdoba. *COBRAC*.
- [Moran, 1950] Moran, P. A. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2):17–23.
- [Piumetto et al., 2019] Piumetto, M. A., García, G. M., Monayar, V., Carranza, J. P., Morales, H., Nasjleti, T., and Menéndez, A. (2019). Técnicas algorítmicas y machine learning para la valuación masiva de la tierra de la provincia de córdoba. *Revista de la Facultad de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales*, 6(2):49–52.