FACENA
REVISTA DE LA FACULTAD DE CIENCIAS EXACTAS Y NATURALES Y AGRIMENSURA

Articulo original
Original article
36 (2) | Jul - Dic, 2026
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura (UNNE)
Open Access: https://revistas.unne.edu.ar/index.php/fce
E-mail: revistafacena@exa.unne.edu.ar

Una primera aproximación a la valoración hedónica de los terrenos residenciales en Luján de Cuyo, Mendoza

A Preliminary Approach to the Hedonic Valuation of Residential Land in Luján de Cuyo, Mendoza, Argentina

Paris, Melisa Mariel * [1] , D`Elìa, Vanesa [2] & Conte Grand, Mariana [2]

[1] Instituto de Ambiente, Hábitat y Energía (INAHE, CONICET). Mendoza, Argentina.
[2] Universidad del CEMA. Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

* Autor de correspondencia: mparis@mendoza-conicet.gob.ar

Recibido/Received: 06 de octubre, 2025 | Aceptado/Acepted: 10 de diciembre, 2025 | Publicado/Published: 19 de noviembre, 2026

Como citar este artículo: Paris, M. M., D`Elìa, V. & Conte Grand, M. (2026). Una primera aproximación a la valoración hedónica de los terrenos residenciales en Luján de Cuyo, Mendoza. *Revista FACENA* 36(2), 40-65. Doi: https://doi.org/10.30972/fac.3628982

RESUMEN: Este estudio analiza los factores que influyen en el precio de los terrenos en Luján de Cuyo, dentro del Área Metropolitana de Mendoza, con el objetivo de identificar los atributos que inciden en el precio de los terrenos en Luján de Cuyo. A través de un modelo de valoración hedónica y la estimación de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios, se investigaron características físicas, de localización y del entorno. Los resultados muestran que la distancia a los espacios verdes y la ubicación fuera del área urbana son factores que aumentan el valor de los terrenos, lo que indica que los compradores prefieren vivir cerca de la naturaleza. Sin embargo, la expansión urbana presenta una paradoja: aunque las personas buscan proximidad a la naturaleza, este mismo proceso transforma los espacios naturales en áreas urbanizadas, lo que refleja el impacto contradictorio de la urbanización sobre el entorno natural.

Palabras claves: Impacto ambiental; Terrenos en venta; Urbanización; Valoración hedónica.

ABSTRACT: *This study analyzes the factors that influence land prices in Luján de Cuyo, within the Mendoza Metropolitan Area, with the aim of identifying the attributes that affect land values in the district. Through a hedonic pricing model and the estimation of an ordinary least squares model, physical, locational, and environmental characteristics were examined. The results show that proximity to green spaces and locations outside the urban area are factors that increase land values, indicating that buyers prefer to live closer to nature. However, urban expansion presents a paradox: although people seek proximity to natural environments, this same process transforms natural spaces into urbanized areas, reflecting the contradictory impact of urbanization on the natural environment.*

Keywords: *Environmental impact; Land markets; Urbanization; Hedonic pricing.*

CC BY NC

INTRODUCCIÓN

El Área Metropolitana de Mendoza (AMM), compuesto por Ciudad, Godoy Cruz, Guaymallén, Las Heras, Luján de Cuyo y Maipú, presenta una marcada heterogeneidad territorial, con una expansión urbana que prioriza intereses particulares, fragmenta el territorio y refuerza la dependencia del automóvil. Este crecimiento avanza sobre suelos agrícolas o naturales, reduciendo superficies productivas, alterando fronteras agrícolas y generando competencia entre usos del suelo. Así, conviven residencias, viñedos, bodegas, barrios sociales y urbanizaciones cerradas, sin integrar a los actores involucrados y profundizando la fragmentación social (Mesa y Giusso, 2014).

Una causa clave de esta dinámica fue la crisis vitivinícola de los años 80, que disminuyó el valor de suelos productivos y dio paso a una expansión inmobiliaria basada en viviendas de fin de semana, residencias permanentes e inversiones especulativas (Mesa y Giusso, 2014; Córica y Manrique, 2019). Luján de Cuyo, al sur del área consolidada, fue la zona más afectada.

Como el suelo es un recurso finito, los mercados de suelo urbano y agrícola compiten, con precios correlacionados en un juego de suma cero. Sin embargo, la dinámica de oferta y demanda en cada mercado es distinta, lo que impacta en los precios.

Es esencial que los tomadores de decisiones cuenten con herramientas para prever el efecto de las mejoras urbanas en los precios del suelo. Proyectos de urbanización pueden mejorar servicios como movilidad, salud, educación y sostenibilidad (Glumac et al., 2019), pero también generan impactos ambientales que suelen ser ignorados. Incorporar esos costos al precio de los terrenos permitiría planificar de forma más sostenible y asignar responsabilidades por la expansión urbana.

Comprender cómo se forman los precios de los lotes en el AMM es clave para evaluar, por ejemplo, la viabilidad de un impuesto al cambio de uso del suelo. El objetivo de este trabajo es identificar los atributos que inciden en el precio de los terrenos en Luján de Cuyo, utilizando un análisis hedónico mediante un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Consideraciones teóricas

El método de precios hedónicos, propuesto por Rosen (1974), permite estimar el valor de un bien a partir de sus características observables. Supone que compradores y vendedores actúan racionalmente, maximizan beneficios y que el mercado se encuentra en equilibrio, lo que habilita el uso del precio de oferta como referencia. Mediante un análisis de regresión, se modela el precio del bien como variable dependiente y sus atributos como variables independientes, lo que permite calcular los precios implícitos de cada característica.

Cada bien z se describe por un conjunto de características z_i, de modo que $z = f(z1, z2,.....,zn)$, donde z indica la cantidad de la i-ésima característica contenida en cada bien. De esta manera, el precio z, P(z) depende de estas características, es decir, $z = f(z1, z2,.....,zn)$, $P(z) = g(Pz1, Pz2,.....,Pzn)$. Esta función puede estimarse mediante técnicas econométricas convencionales.

En el caso de terrenos, la ubicación es un atributo fundamental. Según la Ley de Tobler (2004), “todo está relacionado con todo, pero las cosas más próximas están más relacionadas que las distantes”. Esto implica que las observaciones espaciales tienden a no ser independientes, lo que viola el supuesto de no correlación entre los términos de error del modelo clásico, generando lo que se conoce como autocorrelación espacial.

Para abordar estos efectos, la econometría espacial propone modelos que consideran la interacción espacial y la estructura espacial (Anselin, 1988). La interacción espacial implica que el valor de una variable en un punto depende de los valores en ubicaciones vecinas. Esto se modela mediante un rezago espacial, que representa un promedio ponderado de los valores de las regiones cercanas, construido a partir de una matriz de pesos espaciales. La estructura espacial, por otro lado, se refiere a inestabilidades debidas a heterocedasticidad o variabilidad en los coeficientes del modelo, especialmente cuando se analizan unidades espaciales muy distintas (Vayá Valcarce y Serrano Moreno, 2000). En estos casos, puede aplicarse econometría convencional (Anselin, 2001).

Para el análisis de autocorrelación espacial, el primer paso es, en base a una

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

hipótesis de interacción espacial de las observaciones, construir una matriz de ponderaciones, sabiendo que, al variar esta hipótesis, se modifica la matriz de pesos y los rezagos espaciales (Herrera y Mur, 2011). Su utilización hace posible medir la interdependencia en una distribución espacial y utilizar métodos formales para probar hipótesis sobre la interdependencia espacial. Además, permite trabajar simultáneamente la interdependencia espacial y las relaciones multidireccionales. La matriz de pesos espaciales W se define en la Figura 1.

$$W = \begin{pmatrix} 0 & w_{1,2} & \dots & w_{1,j} & \dots & w_{1,N} \\ w_{2,1} & 0 & \dots & w_{2,j} & \dots & w_{2,N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{i,1} & w_{i,2} & \dots & 0 & \dots & w_{i,N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_N,_1 & w_N,_2 & \dots & w_N,j & \dots & 0 \end{pmatrix}$$

Fig 1. Matriz de pesos espaciales Fuente: Ansellin, L. (1988).

donde los wij, estocástico y exógenos, representan la interdependencia entre los terrenos i y j.

Existen diversos tipos de matrices de pesos, según la definición de distancia seguida, entre las cuales se encuentra la matriz de pesos según las inversas de las distancias, donde cada elemento wij es función de la inversa de la distancia entre las observaciones i y j, por lo que la intensidad de la interdependencia entre dos observaciones disminuye a medida que aumenta la distancia que separa sus respectivos centros (Serrano Moreno y Vayá, 2002). Luego, están las matrices según un umbral de distancia d y la de los k vecinos más cercanos. Esta última es la que se sigue en este trabajo. De acuerdo con esto y previo orden ascendente de los vecinos para cada observación, cada w_{ij} se define

$$\mathbf{W}_{\text{ij}} = \left\{ 1 \; si \; d_{ij} \leq d_{ij}^{k} \; 0 \; si \; d_{ij} \geq d_{ij}^{k} \right\}$$

donde los d_{ij} son distancias euclidianas.

Las matrices pueden usarse tal como están o estandarizadas por filas o columnas. La estandarización por filas se logra dividiendo cada elemento por la suma de los elementos de la fila. Luego, se debe verificar la autocorrelación espacial, que implica que el precio de un lote depende de los terrenos vecinos.

La autocorrelación espacial se define como la covarianza entre las observaciones de la siguiente manera:

$$Cov\,(yi, yj) = E\,(yiyj) - E\,(yi) \cdot E\,(yj) \neq 0 \qquad \text{(Ecuación 1)}$$

Si esto ocurre, en el análisis por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), las estimaciones de los son sesgadas e inconsistentes y es necesario recurrir a estadísticos de aurocorrelación espacial. Entre estos estadísticos, se destaca el I de Moran, que captura la dependencia global, es decir, la autocorrelación existente en todo el espacio geográfico (Moran, 1950), Ecuación 2.

$$I\ de\ Moran = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij} * \left(p_i - \bar{p}\right) * \left(p_j - \bar{p}\right)}{\Sigma\left(p_i - \bar{p}\right)^2} \qquad \text{(Ecuación 2)}$$

La hipótesis nula del I de Moran es la no existencia de dependencia espacial, aunque la hipótesis alternativa no especifica un modelo alternativo, lo que es su principal desventaja. Entonces, para estimar los posibles modelos alternativos, hay que analizar la distribución de los residuos de la estimación por MCO, usando la matriz de pesos espaciales W previamente definida.

El modelo general del que derivan todos los modelos es el de Cliff y Ord (1981) y es de la forma

$$y = \rho W1 * y + X\beta + W2 * X*\gamma + u, siendo\ u = \theta W3 * u + \varepsilon \qquad \text{(Ecuación 3)}$$

siendo W definida en la figura 1 y un vector $X_{(n \times k)}$ de variables independientes. Es importante destacar que no es necesario que las matrices de pesos espaciales W_i para

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

rezagar la variable independiente, las variables dependientes las X_i y el término de error ε sean iguales (LeSage y Pace, 2009).

El parámetro ρ es el coeficiente de rezago espacial, θ es el coeficiente de autocorrelación espacial de los errores y γ son los coeficientes espaciales de dependencia local, es decir, que γ captura el efecto espacial de las variables explicativas de los vecinos de cada observación (Herrera, 2017). De esta manera, ρW_1 representa el efecto de interacción espacial endógeno o sustantivo, W_2 son los efectos de interacción espacial exógenos y W_3 es el efecto de interacción espacial en el término de error o efecto espacial residual.

Luego, la selección del modelo espacial se puede hacer mediante dos enfoques: de lo general a lo particular (Gets), o caso contrario, de lo particular a lo general (Stge). Si se aplica el enfoque Gets, se parte de un modelo general, coherente con los datos y fundamentado desde la teoría y se aplican restricciones sobre los diferentes parámetros, obteniendo diferentes modelos restringidos, anidados en el modelo más general. Luego, se comparan el modelo no restringido y el restringido, mediante un test sobre el ratio de logverosimilitud. Por el contrario, si se utiliza la estrategia Stge, se parte del modelo más simple, el MCO y se realizan diferentes pruebas de hipótesis para analizar si se debe ampliar el modelo (Mur y Angulo 2009).

Dependiendo del enfoque utilizado, se pueden aplicar tres test para la selección del modelo: a) el Ratio de Logverosimilitud (LR Test); b) test basados en el multiplicador de Lagrange (LM Test); c) el Test de Wald (LeSage y Pace 2009). A diferencia de lo que ocurre cuando se aplican los LM Test, tanto el LR Test como el Test de Wald siguen la estrategia Gets y requieren que se plantee un modelo alternativo, muchas veces complejo de estimar, por lo que los LM Test son ampliamente utilizados.

En este trabajo, se utiliza la estrategia de selección Gets: partiendo del modelo general de Cliff-Ord, se puede obtener modelos mixtos más simples, dependiendo de los valores que tomen los coeficientes r, θ y γ (Herrera et al., (2012), página 14). Los posibles modelos espaciales son:

- Cliff-Ord (M1): $y = \rho Wy + X\beta + WX\gamma + u, \text{con } u = \theta Wu + \varepsilon\ ;\ \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$
- Modelo SARAR (M2), si $\gamma = 0, \rho \neq 0, \theta \neq 0$
- Spatial Durbin Model (SDM - M3): $\gamma \neq 0, \rho \neq 0$ y $\theta = 0$
- Spatial Durbin Error Model (SDEM - M4), cuando $\gamma \neq 0, \rho = 0$ y $\theta \neq 0$.
- Spatial Lag Model (SLM - M5): $\gamma = 0, \rho \neq 0, \theta = 0$
- Spatial Lag model en X (SLX - M6) $\gamma \neq 0, \rho = 0, \theta = 0$
- Spatial Error Model (SEM - M7): $\gamma = 0, \rho = 0, \theta \neq 0$

Por último, si $\gamma = 0, \rho = 0, \theta = 0$, no existe ni rezago y error espacial, por lo que el modelo se puede estimar con MCO.

La selección preliminar de los modelos se realiza calculando los LR Test, que evalúan la bondad de ajuste de dos modelos que compiten entre sí, uno no restringido, en el que, ρ, γ y θ son diferentes a cero y otro restringido en el que alguno de los parámetros es igual a cero. La hipótesis nula (H_0) de los LR Test es que el modelo restringido se ajusta mejor que el modelo no restringido, es decir, que ρ, γ o θ es igual, según sean los modelos analizados. La hipótesis alternativa (H_1) indica que el modelo no restringido se ajusta mejor a los datos. Siendo $logL_{Restr}$ la logverosimilitud del modelo restringido y $LogL_{NoRestr}$ la del no restringido, el LR Test se calcula mediante la Ecuación 4 (Elhorst, 2014):

$$LR\ Test = -2^*(logLRestr - logLNoRestr) \sim x2k \qquad \text{(Ecuación 4)}$$

donde k es la cantidad de restricciones del modelo. Una vez calculado el LR Test, se calcula el P-valor su para una distribución $_k$. Si el P-valor es mayor a 0,05 no se rechaza H_0 por lo que el modelo restringido es mejor que el modelo no restringido.

La elección de la matriz de pesos espaciales influye en los rezagos espaciales y, por tanto, en el modelo seleccionado (Herrera et al., 2011). Es fundamental evaluar la robustez de los resultados ante cambios en dicha matriz.

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Diversos estudios aplicaron técnicas econométricas para analizar el mercado inmobiliario (Conte Grand, 2011; D'Elia et al., 2020; Duque et al., 2011; Glumac et al., 2019; Meloni y Ruiz Núñez, 2002; Monzani et al., 2020). En algunos de estos trabajos se realizaron valoraciones hedónicas de viviendas. Duque et al. (2011) analizaron el efecto de la cercanía al metro en San Javier, Medellín, mientras que D'Elia et al. (2020) estudiaron el impacto del Metrobús de la avenida 9 de Julio en el valor de las propiedades cercanas en Buenos Aires. En ese mismo contexto, Conte Grand (2011) estimó el costo ambiental asociado a la contaminación.

Otros estudios se enfocaron en el mercado de lotes. Meloni y Ruiz Núñez (2002) analizaron, mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los atributos que determinaban los precios del suelo en San Miguel de Tucumán. Entre las variables consideradas se incluyeron pavimento, cloaca, gas, superficie, ubicación, relación frente–fondo y la pertenencia a zonas comerciales o comerciales mixtas. Los resultados mostraron que las variables vinculadas a la localización fueron las más influyentes en la determinación del precio. Asimismo, debido a la elevada cobertura de servicios públicos (superior al 80 %), estos no resultaron determinantes. La incorporación de la superficie en forma lineal y cuadrática indicó que, a partir de cierto tamaño, el aumento del área influyó positivamente en el precio por metro cuadrado.

Posteriormente, algunos estudios incorporaron herramientas de econometría espacial. Monzani et al. (2020) analizaron el valor del metro cuadrado en función del tamaño y las proporciones de los lotes, así como de la distancia a rutas, vías principales y zonas con distinto perfil inmobiliario. Además, incluyeron variables del entorno, como la cantidad de metros cuadrados baldíos y edificados, el número de lotes, el índice de composición biofísica y la proporción de píxeles construidos en un radio de 500 metros.

Finalmente, Glumac et al. (2019) desarrollaron un índice nacional de precios hedónicos para el suelo urbano en Luxemburgo (2010–2014), incorporando variables geoespaciales y efectos espaciales entre observaciones. Entre las variables consideradas

CC BY NC

se incluyeron la distancia a rutas y transporte público, el tiempo de acceso al distrito central de negocios, la superficie, la forma del terreno, la cercanía a industrias, la densidad poblacional y la pendiente. Los resultados indicaron que el precio disminuyó con la distancia al centro y con la superficie del terreno, y aumentó con la densidad poblacional, la cercanía a industrias y el grado de edificabilidad.

En conjunto, estos antecedentes muestran la amplia utilización de modelos de valoración hedónica para analizar la formación de precios en los mercados inmobiliarios. Sin embargo, en el contexto argentino los estudios aplicados específicamente al mercado de terrenos urbanos son aún escasos, y para el AMM no se identificaron antecedentes que analicen la formación de precios de los terrenos. En este sentido, el presente trabajo busca contribuir a la literatura mediante el análisis econométrico de los factores que influyen en el precio de los terrenos en Luján de Cuyo.

MATERIALES Y MÉTODOS

En esta sección se describe las técnicas de recolección, procesamiento y análisis de datos.

Datos

Se realizó un relevamiento de precios de terrenos en venta en el Área Metropolitana de Luján de Cuyo, expresados en dólares estadounidenses (US$), entre junio de 2019 y febrero de 2020. Los datos provienen de inmobiliarias de la Provincia de Mendoza (Adobe, Inmoclick, Zonaprop, Properati) y abarcan 159 lotes georeferenciados en QGis y cruzados con diversas bases de datos. La recopilación se interrumpió en febrero de 2020, antes del aislamiento obligatorio por la pandemia de SARS-CoV-2, para evitar distorsionar los resultados debido a la contracción del mercado inmobiliario. El objetivo del trabajo no es analizar los efectos de la pandemia. En la Tabla 1 se resumen las variables y clasificaciones usadas para los modelos de regresión.

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Tabla 1. Variables independientes consideradas. Fuente: Elaboración propia.

Características Físicas	**Detalle**	**Fuente**
Superficie	En m^2	Páginas web de las inmobiliarias (Adobe, Inmoclick, Zonaprop, Properati)
Servicios Públicos	Provisión de luz, agua, gas y/o cloacas	
Características de Localización		
DistCiclovías	Km a la ciclovía más cercana	Infraestructura Datos Espaciales Mendoza
DistColegios	Km al colegio más cercano	
DistEspVerdes	Km al espacio verde más cercano	
DistRutas	Km a la ruta más cercana	
DistCentrosdeSalud	Km al centro de salud más cercano	
DistParadasdeMicro	Km a la parada de micro más cercana	
Distrito	Carrodilla	Páginas web de las inmobiliarias Plan Provincial de Ordenamiento Territorial
	Chacras de Coria	
	Ciudad	
	Mayor Drummond	
	Otros*	
	Vistalba	
	Las Compuertas	
Contexto	BarrioCerrado	Páginas web de las inmobiliarias
	Acceso Público	
Suelo	Urbano	Plan Provincial de Ordenamiento Territorial Páginas web de las inmobiliarias
	Interfaz	
	Rural	
Estado original	Baldío	Páginas web de las inmobiliarias
	Natural	
	Cultivo	

Nota: La variable “Otros” incluye los distritos La Puntilla, zona norte de Perdriel, Vertientes del Piedemonte.

La oferta de terrenos en Luján de Cuyo se caracteriza por una gran heterogeneidad en precios y superficie. La Tabla 2 reporta las estadísticas descriptivas de las principales

variables analizadas.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las variables. Fuente: Elaboración propia.

Variable	Media	Error Estándar	Mínimo	Máximo	Unidad de medida
					US $
Precio	165.962	675.111	792	5.600.000	m^2
Superficie	10.179	56.327	163	560.000	km
DistCiclovias	1,146	0,927	0,010	4,549	
DistColegios	1,340	0,996	0,058	5,372	
DistEspcVerdes	1,489	1,406	0,088	5,718	
DistParada	0,365	0,410	0,020	2,850	
DistCentroSalud	2,029	1,311	0,036	8,974	
DistRutas	0,440	0,603	0,018	3,145	
BarrioCerrado	66%	0,475	0	1	Dummy=1 si la variable es la definida en la tabla y cero en caso contrario
Luz	89%	0,309	0	1	
Agua	87%	0,339	0	1	
Gas	77%	0,423	0	1	
Cloacas	72%	0,448	0	1	
ServPublicos	92%	0,274	0	1	
Natural	31%				
Nourbano	72%				
NoBaldio	38%				
Carrodilla	11%				
ChacrasdeCoria	13%				
Ciudad	23%				
LasCompuer	11%				
MayorDrumm	20%				
Vistalba	15%				
Otros	7%				

Nota: la variable “ServPublicos” incluye luz, agua, gas y cloacas. Vale cero si no cuenta con ningún servicio público y uno en caso contrario.

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Selección de las variables de la regresión y detección de outliers

Se realizó un análisis de los precios de los terrenos en venta en el Área Metropolitana de Luján de Cuyo, con el fin de identificar valores extremos (outliers) y explorar su distribución espacial. El primer paso consistió en verificar la presencia de outliers utilizando un diagrama de caja, con un umbral de 1,5 veces el rango intercuartílico para determinar observaciones atípicas. Posteriormente, se exploró la distribución espacial de los precios mediante un cartograma y el Indicador Local de Asociación Espacial (mapa LISA) (Anselin et al., 2006), con el objetivo de verificar si los valores extremos formaban parte de agrupamientos o clústeres, o si eran outliers aislados. Esta metodología permitió identificar patrones espaciales que podrían haber influido en los precios de los terrenos.

Con la información obtenida, se crearon variables dummy para capturar el diferencial de precio de los terrenos según su ubicación y características. Estas variables incluyeron: el distrito donde se encuentra el terreno, la presencia de al menos un servicio público, si el terreno está en un barrio cerrado, si es baldío y si está situado en una zona urbana. También se incorporaron variables que reflejan los efectos sobre el precio de un terreno de estar ubicado a una distancia adicional de ciertos puntos clave, como accesos o infraestructura, medidas en kilómetros. Estas distancias fueron calculadas utilizando el software QGis 3.6, lo que permitió obtener datos precisos sobre la ubicación relativa de los terrenos en relación con puntos de interés.

La selección de las variables a incluir en el modelo de regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) se realizó mediante un Análisis de Componentes Principales (ACP), una técnica estadística que permite reducir la dimensionalidad de los datos. El ACP se utilizó para identificar nuevas variables, llamadas componentes principales (CP), que son combinaciones lineales de las variables originales y no están correlacionadas entre sí. Cada componente principal es una nueva variable que describe una proporción significativa de la variabilidad de las variables originales. Los componentes principales se ordenaron según la varianza que describen, y se seleccionaron aquellos que explicaban la mayor parte de la variabilidad total de los datos. Esta técnica de reducción de dimensionalidad es útil para simplificar los modelos sin perder información importante.

CC BY NC

El uso de ACP ayuda a evitar problemas de multicolinealidad, un fenómeno que puede ocurrir cuando las variables independientes en una regresión están altamente correlacionadas. Por ello, se complementó el análisis con el cálculo de las correlaciones parciales entre las variables para identificar aquellas que mostraban alta correlación y que, por lo tanto, no deberían incluirse en el modelo de regresión. Este paso es fundamental para garantizar la validez y estabilidad de los estimadores en el modelo MCO.

A lo largo del proceso, se priorizó la creación de un modelo robusto y fiable que pudiera reflejar las relaciones entre las variables seleccionadas, permitiendo identificar los factores que más influyen en el precio de los terrenos en el Área Metropolitana de Luján de Cuyo. El análisis permitió, por lo tanto, obtener una visión detallada de los elementos que determinan los precios de los terrenos en la región, tomando en cuenta tanto las características físicas de los terrenos como su ubicación y la infraestructura circundante.

Especificación del modelo inicial

Una vez elegidas las variables se estimaron diferentes modelos por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y la selección del modelo se hizo comparando el Criterio de Información de Akaike (AIC), de los modelos alternativos analizados. El AIC es una medida de bondad de ajuste de un modelo estadístico, que no es una prueba de hipótesis, sino que se utiliza para comprar modelos que compiten entre sí, eligiéndose el modelo con menor AIC. Se calcula mediante la ecuación 5 (Burnham y Anderson, 2002).

$$AIC = 2^{*}k - 2^{*}ln(L) \qquad \text{(Ecuación 5)}$$

Siendo k el número de parámetros del modelo y ln(L) la función de logverosimilitud del modelo

Finalmente, se analizó el comportamiento de los residuos de las observaciones para saber si son homoscedásticos y se estimó el Factor de Inflación de la Varianza (FIV), que en el análisis de regresión MCO cuantifica la intensidad de la multicolinealidad y mide hasta qué punto la varianza de cada coeficiente estimado aumenta por la colinealidad entre las variables.

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Análisis espacial

A partir del modelo MCO obtenido, se analizó la dependencia espacial mediante el Test I de Moran. Posteriormente, siguiendo la estrategia de lo general a lo particular, se estimó el modelo espacial general de Cliff - Ord (pp 5). A continuación, se aplicaron restricciones sobre los parámetros (γ=0, θ=0 o ρ=0) y se calcularon los LR Test. Basado en estos test, se seleccionaron los modelos más adecuados

Para el análisis espacial, se construyó la matriz W4nn de los 4 vecinos más cercanos, no estandarizada. Aunque se pueden utilizar diferentes matrices de pesos espaciales W para rezagar la variable independiente, las variables dependientes (Xi) y el término de error (ε) (LeSage y Pace, 2009) utilizaron la misma matriz. La elección de la matriz condiciona los resultados espaciales obtenidos, por lo que se verificó la robustez de la selección de la matriz. Para esto, se compararon los resultados con los que se habrían obtenido utilizando otra matriz alternativa, W_alternativa. Esta matriz, binaria y estandarizada, considera como vecinos a los terrenos que se encuentran a una distancia no mayor a 995 metros, calculada de forma euclidiana.

Entonces,

$$w_{ij} = \{ 1 \; si \; d_{ij} \leq 995 \; 0 \; si \; d_{ij} > 995 \} \qquad \text{(Ecuación 5)}$$

Se utilizó esta distancia porque es la mínima en la que todos los terrenos tienen al menos un vecino. Finalmente, se calcularon los efectos marginales total (EMT) de cada variable siguiendo a LeSage y Pace (2009). Para variables continuas, el efecto marginal en dólares se evaluó en los valores medios y se multiplicó por la relación entre el precio promedio de los terrenos y la media de la característica X_k. Para variables binarias, el efecto marginal se calculó como (exp ^{EMT}-1) multiplicado por el precio promedio.

Selección de las variables de la regresión y detección de outliers

El análisis de correlaciones parciales permitió detectar que muchas variables están fuertemente correlacionadas, con coeficientes de correlación superiores a 0,5 y en algunos casos a 0,6, Tabla 3.

Tabla 3. Coeficientes de correlaciones parciales. Fuente: Elaboración propia.

	DistCentro	DistCiclov	DistColegios	DistEspcVe	DistRutas	DistParadas
DistCentro	1,000					
DistCiclov	0,479	1,000				
DistColegios	0,697	0,665	1,000			
DistEspcVe	0,666	0,727	0,612	1,000		
DistRutas	0,415	0,529	0,658	0,399	1,000	
DistParadas	0,448	0,589	0,656	0,465	0,682	1,000

Para amortiguar esto, antes de realizar las regresiones, se redefinieron las distancias y reemplazaron por sus logaritmos naturales, reduciendo la cantidad de observaciones atípicas, al acortar el rango de las variables, impactando en la sensibilidad de las estimaciones frente a los valores atípicos, brindando estabilidad a los regresores. Además, redefine el significado de las estimaciones, ya que los coeficientes obtenidos son tasas de variación (Economipedia, 2022). Con las nuevas variables no desaparecen las correlaciones fuertes, pero disminuye su intensidad y cantidad. Luego, el ACP permitió mejorar el entendimiento del comportamiento de las variables (Figura 2).

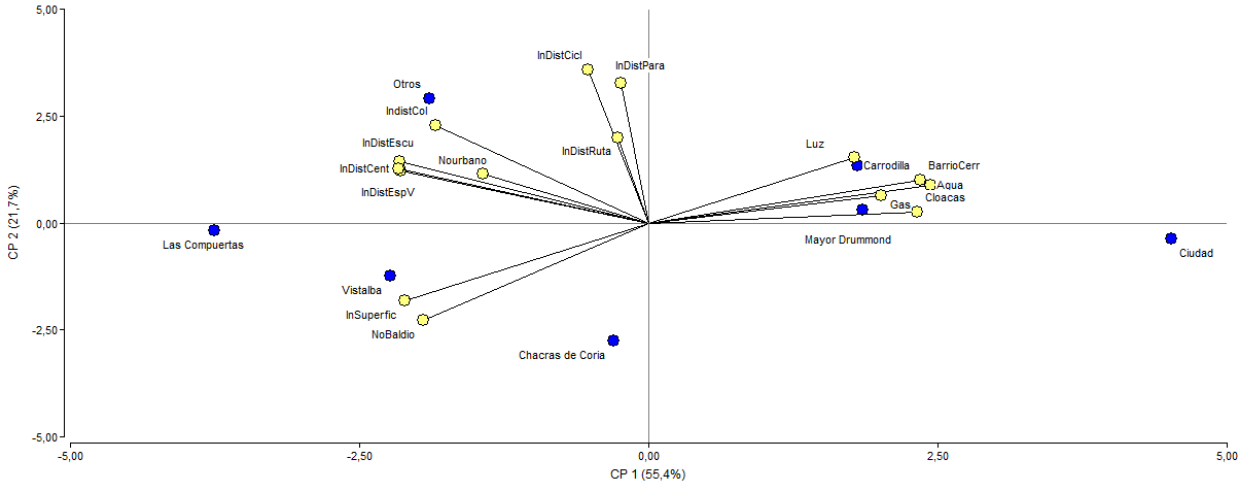

Figura 2. Análisis de Componentes principales. Fuente: Elaboración propia.

CC BY NC

Se construyeron dos componentes principales (CP1 y CP2) que explican el 77,1% de la variabilidad de los datos. La primera componente (CP1) separa a Carrodilla, Mayor Drummond y Ciudad del resto de los distritos, destacando que la mayor variabilidad en la disponibilidad de infraestructura urbana y servicios públicos se explica por la ubicación geográfica. Esto sugiere que la red de servicios públicos no cubre toda el Área Metropolitana de Luján de Cuyo, sino que está concentrada en los centros urbanos. Los terrenos con derecho a riego y grandes superficies se encuentran principalmente en Chacras de Coria y Vistalba, que se caracterizan por terrenos grandes y riego, a menudo destinados a cultivos, aunque también hay terrenos con cobertura natural. En contraste, Mayor Drummond y Carrodilla tienen mayor cobertura de servicios

públicos y concentración de barrios cerrados. Se observa una relación positiva entre la cercanía a centros de salud y espacios verdes, indicando que los terrenos alejados de los espacios verdes también suelen estar distantes de los centros de salud. Los distritos clasificados como “Otros” tienen escasa accesibilidad, infraestructura urbana incipiente y terrenos pequeños. La segunda componente (CP2) refuerza estas relaciones.

Finalmente, se seleccionaron variables para el modelo basadas en el análisis de componentes principales y la matriz de autocorrelación espacial, incluyendo logaritmos de superficie y distancias a rutas, espacios verdes, colegios y paradas de transporte público.

Outliers

Usando el diagrama de caja, se detectaron valores atípicos inferiores y superiores y con el cartograma y el Indicador Local de Asociación Espacial (mapa LISA) se pudo determinar en base a los vecinos, que no son parte de ningún agrupamiento, por lo que deben ser tratados como valores atípicos o outliers espaciales, figura 3.

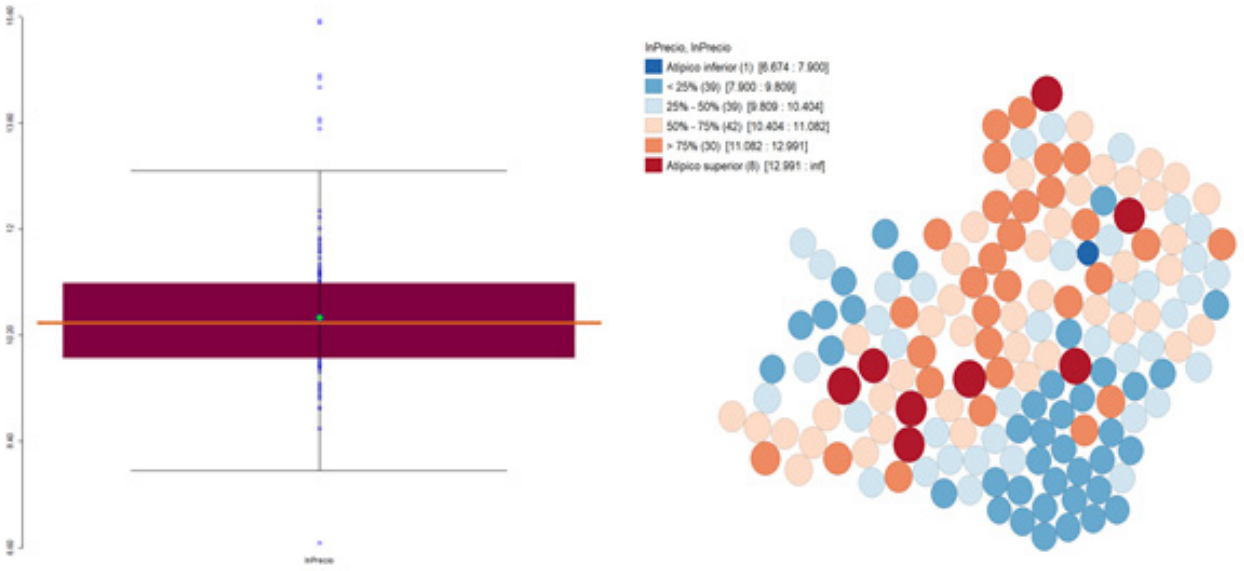

Figura 3. Outliers del lnPrecio. Fuente: Elaboración propia en base a las páginas web de las inmobiliarias.

Siguiendo a Norton y Herrrera (2020), las observaciones atípicas fueron identificadas con variables binarias: DummyAlto para señalar los valores atípicos superiores y DummyBajo los inferiores.

Resultados y Discusión

Dada la decisión de considerar las distancias en forma logarítmica, los modelos que inicialmente se analizaron son el modelo LINLOG ($y = \sum_{i=0}^{n} \beta_i * lnx_i$) y LOGLOG ($lny = \sum_{i=0}^{n} \beta_i * l$). Estos modelos arrojaron un Criterio de Informacion de Akaike igual a 4586.4 y 3541.8, respectivamente, por lo que la estimación por MCO llevó a la selección del modelo LOGLOG, por ser el de menor AIC. La ventaja de esta forma funcional es que, al usar tasas de variación, suaviza el rango de variación tanto de la variable dependiente como de las independientes. Además, de esta manera, los coeficientes β_i obtenidos son elasticidades.

Según los test de White y Cameron y Trivedi, los residuos de la regresión son heteroscedásticos, los p-valor son 0,0017 y 0,0062, respectivamente. Además, el análisis FIV indica que la multicolinealidad no afecta la varianza de los coeficientes del modelo.

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Análisis espacial

El Estadístico I de Moran indica que existe autocorrelación espacial en el modelo, significativa al 1 % (p-valor: 0.000), por lo que el modelo no puede ser estimado mediante MCO, Figura 4.

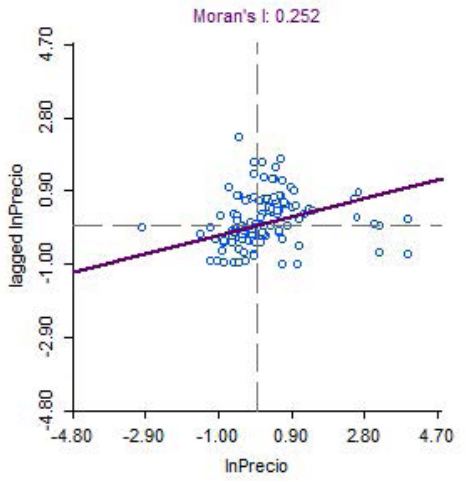

Figura 4. *Estadístico I de Moran del lnPrecio.* Fuente: Elaboración propia

Partiendo del modelo general del Cliff - Ord e imponiendo restricciones sobre los parámetros γ, ρ y θ se obtienen los modelos M2 a M4, resumidos en la Tabla 4.

Tabla 4. Selección del modelo final. Fuente: Elaboración propia.

Variable	CLIFF-ORD	SARAR	SDM	SDEM
lnSuperficle	0,719***	0,742***	0,725***	0,721***
Servpublicos	0,113	0,275**	0,067	0,155
lnDistEspV	-0,189***	-0,169***	-0,189***	-0,207***
IndistColegios	-0,201***	-0,279***	-0,178***	-0,245***
lnDistRuta	-0,010	-0,027	0,011	0,015
lnDistParadas	0,017	0,067	0,016	0,017
Nourbano	0,436***	0,474***	0,421***	0,483***

BarrioCerrado	-0,109	0,173**	-0,106	-0,111
Carrodilla	-0,269**	-0,175	-0,396***	-0,438***
Ciudad	-1,074***	-0,956***	-1,145***	-1,427***
LasCompuer	-0,737***	-0,969***	-0,740***	-0,752***
MayorDrumm	-0,673***	-0,731***	-0,699***	-0,838***
Otros	-0,106	-0,200	-0,120	-0,155
Vistalba	-0,573***	-0,665***	-0,557***	-0,548***
DummyBaja	-3,983***	-4,000***	-3,665***	-3,755***
Constante	3,473***	3,282***	4,146***	5,513***
W				
wx_BarrioCerrado	0,171***		0,191***	0,194***
lnPrecio	0,048***	0,054***	0,033**	
Estadísticos				
AIC	180,30	199,98	186,21	189,34

Luego, Los LR Test indican que ajusta mejor los datos un modelo Cliff - Ord que los modelos SARAR, SDM y SDEM: los P-valor son menores a 0,05, por lo que las hipótesis nulas de los respectivos test son rechazadas y los coeficientes son estadísticamente significativos, Tabla 5.

Tabla 5. Selección de modelo. Cliff - Ord vs modelos restringidos. Fuente: Elaboración propia.

LR TEST	H_0	LR Chi-Cuadrado	P-valor
CLIFF_ORD/SARAR	$\gamma = 0$	21,69	0,000
CLIFF_ORD/SDM	$\rho = 0$	7,91	0,000
CLIFF_ORD/SDEM	$\theta = 0$	11,04	0,005

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

El modelo CLIFF-ORD, con rezago en la variable dependiente, en la independiente “BarriosCerrados” y en los residuos, fue seleccionado para evaluar la formación de precios de los terrenos. Este modelo muestra que el precio de los lotes vecinos influye positivamente en el precio de un terreno, al igual que la cercanía a un barrio cerrado. Los efectos espaciales y la interacción entre propiedades cercanas son característicos en los modelos de valoración de terrenos.

Las variables más significativas en la determinación de los precios de los terrenos incluyen si el terreno está ubicado en suelo no urbano, el distrito, la superficie, y la distancia a los espacios verdes y a los colegios, todas expresadas en términos de sus logaritmos naturales. Además, el precio de los terrenos vecinos y si estos están en un barrio cerrado también tienen un impacto importante. El análisis revela que las áreas fuera de los centros urbanos tienen un precio significativamente mayor, lo que refleja una tendencia hacia la expansión urbana en zonas no urbanas.

El modelo CLIFF-ORD indica que, manteniendo constantes otras variables, los lotes que miden un 10 % más valen un 7,19 % más, destacando la importancia del tamaño del terreno. Los resultados coinciden con los de Monzani et al. (2020), quienes afirman que los servicios públicos no afectan el precio debido a la alta cobertura en el Área Metropolitana de Luján de Cuyo.

En cuanto a las variables de distancia, la cercanía a los espacios verdes y colegios tiene un impacto significativo en el precio. Por cada aumento del 1 % en la distancia a los colegios, el precio disminuye un 0,2 %. Los terrenos ubicados un 10 % más lejos de los espacios verdes ven reducido su valor en un 1,89 %. Estos resultados sugieren que la accesibilidad a servicios y espacios recreativos aumenta la demanda por terrenos cercanos a estos.

Sin embargo, la distancia a las rutas y paradas de transporte público no es significativa en el precio, posiblemente porque los residentes de zonas suburbanas o rurales dependen principalmente del automóvil. Esto indica que la proximidad a las rutas principales no influye tanto en la valoración de los terrenos en comparación con otros factores como la cercanía a espacios verdes y colegios.

El modelo también muestra que la urbanización en zonas no urbanas influye significativamente en el precio de los terrenos. La validación del modelo con la W_ alternativa muestra que el Criterio de Información de Akaike (AIC) para el modelo original es 180,30, mientras que con la matriz alternativa es 190,45. Esto indica que los resultados no son sensibles a la selección de la matriz espacial, lo que valida la robustez del modelo.

La estimación de los efectos marginales muestra que un metro cuadrado adicional aumenta el precio en US$ 11,72. Además, los terrenos situados un kilómetro más lejos de los espacios verdes ven reducido su valor en US$ 21,064, mientras que los terrenos a un kilómetro más cerca de los colegios aumentan su valor en US$ 24,734. Estos resultados subrayan que la proximidad a los colegios tiene un valor considerable para los compradores, lo que refleja la preferencia por vivir en zonas bien conectadas a servicios educativos. Por otro lado, los terrenos fuera del área urbana tienen un precio superior en US$ 21,456, lo que refleja la valorización de zonas de expansión urbana.

Finalmente, el análisis muestra que el distrito en el que se encuentra el terreno tiene un impacto importante en su precio. En Luján de Cuyo, el precio promedio de los lotes es de US$ 165,963, mientras que en Chacras de Coria, el distrito base para la comparación, es de US$ 478,604. Los terrenos en otros distritos como Ciudad, Carrodilla, Las Compuertas, Mayor Drummond y Vistalba tienen precios significativamente más bajos, aunque en algunos casos estos efectos no son estadísticamente significativos. Esto demuestra que el distrito tiene un efecto determinante en la valoración y el precio de los terrenos.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos mediante la estimación del modelo CLIFF-ORD permiten comprender de forma más precisa la lógica detrás de la formación de precios del suelo en Luján de Cuyo. La inclusión de efectos espaciales, tanto en la variable dependiente como en las independientes y los residuos, demuestra que los precios de los terrenos no se determinan de forma aislada, sino en interacción con su entorno inmediato. Esto

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

es coherente con la literatura sobre valoración espacial, que enfatiza la existencia de externalidades positivas o negativas entre propiedades vecinas.

Uno de los hallazgos más relevantes es la valorización de terrenos ubicados fuera del área urbana, lo cual puede interpretarse como una preferencia por zonas con menor densidad, mayor contacto con la naturaleza y menor presión antrópica. Sin embargo, este patrón de preferencia también implica un dilema ambiental, ya que la expansión urbana sobre suelos rurales puede generar efectos negativos en el paisaje y en la sostenibilidad del territorio.

El impacto positivo de la cercanía a espacios verdes y colegios también resulta significativo y esperado, ya que estos elementos constituyen atributos deseables que incrementan la calidad de vida. Estos resultados refuerzan la importancia de considerar la planificación urbana y la provisión equitativa de servicios y equipamientos como herramientas para promover un desarrollo territorial más equilibrado.

Por el contrario, la no significancia de la distancia a rutas y al transporte público sugiere un modelo de urbanización orientado al uso intensivo del automóvil. Esta dependencia puede resultar problemática desde una perspectiva de sostenibilidad, ya que fomenta patrones de movilidad menos eficientes y más contaminantes.

La robustez del modelo frente a la elección de la matriz espacial valida su solidez técnica, lo que refuerza la utilidad del enfoque espacial en contextos urbanos y periurbanos. Además, la importancia del distrito en la explicación del precio indica una fuerte segmentación espacial del mercado, lo que podría vincularse a aspectos institucionales, de infraestructura o incluso de percepción social.

En conjunto, estos hallazgos sugieren que las políticas públicas orientadas a ordenar la expansión urbana, preservar áreas naturales, y mejorar la accesibilidad a servicios clave como la educación y los espacios recreativos pueden tener un impacto significativo en la dinámica del mercado inmobiliario, al tiempo que favorecen un desarrollo urbano más equitativo y sustentable.

Es importante destacar que esta es sólo una primera aproximación a la valoración hedónica de los terrenos en Luján de Cuyo, ya que existen algunas limitaciones como el

acceso a información más actualizada y sería importante seguir profundizando el análisis.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran no tener conflictos de interés.

CONTRIBUCIONES DE LOS AUTORES

Conte Grand: Conceptualización, Escritura – Revisión y edición, Supervisión y Administración del proyecto

D'Elía: Metodología, Escritura – Borrador original, Escritura – Revisión y edición,

Paris: Conceptualización, Metodología, Validación, Análisis formal, Curación de datos, Escritura – Borrador original, Escritura – Revisión y edición y Visualización.

REFERENCIAS

Adobe. http://www.adobemza.com.ar. Fecha de consulta: 15/02/2020.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. *4*. https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1

Anselin, L. (2001). "Rao's Score Test in Spatial Econometrics," Journal of Statistical Planning and Inferences, 97, pp.113-139.

Anselin, L., Syabri, I., Kho, Y. (2006). GeoDa : An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis*, *38*(1), 5–22. https://doi.org/10.1111/J.0016-7363.2005.00671.X

Burnham, K. Anderson, D. (2004). Model Selection and Multi-model Inference: A practical information-theoretic approach. Second Edition. Springer-Verlag.

Cliff, A. D. and J. K. Ord (1981). Spatial Processes, Models and Applications. London: Pion.

Conte Grand, Mariana (2001): Una primera aproximación a la valuación hedónica de la contaminación en Buenos Aires, Serie Documentos de Trabajo, No. 207, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (UCEMA), Buenos Aires

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Córica, M. L., Manrique, N. (2019). Evaluación de escenarios urbanos de baja densidad edilicia según las tendencias de crecimiento del área metropolitana de Mendoza. Estudio y aplicación de indicadores del urbanismo sustentable. *Anales: XXXVIII Encuentro y XXIII Congreso ARQUISUR. La Producción de La Ciudad Contemporánea En El Cono Sur: Desafíos y Perspectivas Desde La Arquitectura y El Urbanismo*, 1(112229). https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/161312

D'Elia, V. V., Grand, M. C., León, S. (2020). Bus rapid transit and property values in Buenos Aires: Combined spatial hedonic pricing and propensity score techniques. *Research in Transportation Economics*, *80*, 100814. https://doi.org/10.1016/J.RETREC.2020.100814

Decreto n° 297/2020, 19 de marzo de 2020, asilamiento social preventivo y obligatorio. Boletín Oficial de la República Argentina. https://www.boletinoficial.gob.ar/detalleAviso/primera/227042/20200320

Economipedia. (2022). *Logaritmos en econometría - Qué es, definición y concepto | 2022*. https://economipedia.com/definiciones/logaritmos-en-econometria.html

Elhorst, J. (2014). Spatial Econometrics. From Cross-sectional data to Spatial Panels. SpringerBriefs in Regional Science, Springer.

Glumac, B., Herrera-Gomez, M., Licheron, J. (2019). A hedonic urban land price index. *Land Use Policy*, *81*, 802–812. https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.11.032

Herrera, M. (2017). *Fundamentos de econometría espacial aplicada*, 107–156). https://www.academia.edu/109519341/Fundamentos_de_Econometr%C3%ADa_Espacial_Aplicada

Herrera, M., Cid, J. C., Paz, J. A. (2012). Munich Personal RePEc Archive Introduction to Spatial Econometrics : An application to the study of fertility in Argentina using R . *Munich Personal RePEc Archive*, *41138*.

Herrera, M., Mur, J. (2011). *¿Cuál matriz de pesos espaciales?. Un enfoque sobre selección de modelos*. https://www.academia.edu/27711730/_Cuál_matriz_de_pesos_espaciales_Un_enfoque_sobre_selección_de_modelos

Infraestructura de datos espaciales. https://idemza2.mendoza.gov.ar. Fecha de consulta: 15/08/2019

Inmoclick. https://www.inmoclick.com.ar/. Fecha de consulta: 01/03/2020

Lesage, J., Pace, K. (2009). Spatial Econometrics Introduction to. In *Systems Engineering*.

Mesa, A., Giusso, C. (2014). Modelos de urbanización en tierras de alta vulnerabilidad ambiental: análisis de la ocupación de la periferia del área metropolitana de Mendoza. *Cuaderno Urbano*, *16*(16), 5–26. https://doi.org/10.30972/CRN.1616191

Monzani, F., Carranza, J. P., Piumetto, M. A., Salomón, M. J., Polo, R. E., Córdoba, M. A., María, Y., Monayar, V., De, D. (2020). Análisis estadístico del impacto de la superficie, el frente y el fondo sobre el valor unitario de la tierra urbana. *Físicas Y Naturales*, *7*(1), 41–51. www.mapascordoba.cba.gob.ar

Moran, P. A. P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, *37*(1/2), 17. https://doi.org/10.2307/2332142

Mur, J., Angulo, A. (2009). Model selection strategies in a spatial setting: Some additional results. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(2), 200–213. https://doi.org/10.1016/J.REGSCIURBECO.2008.05.018

Norton, A., Gómez Herrera, M. (2020). *Una propuesta de medición de daño del delito y su impacto sobre los precios de Airbnb en la Ciudad de Buenos Aires*. *24*. https://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde/archivos/docTrabajo/WPIelde_Nro 24.pdf

Plan Municipal de Ordenamiento Territorial de Luján de Cuyo.2019. https://lujandecuyo.gob.ar/plan-municipal-de-ordenamiento-territorial/

Plan Provincial de Ordenamiento Territorial. 2018. https://www.mendoza.gov.ar/ambiente/wp-content/uploads/sites/15/2018/06/PPOT.pdf

Properati. https://www.properati.com.ar/s/venta. Fecha consulta: 08/03/2020. Fecha de consulta: Junio 2020.

Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure

CC BY NC
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales y Agrimensura
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL NORDESTE

Competition. *The Journal of Political Economy*, *82*(1), 34–55.

Serrano Moreno, R., Vayá, E. (2002). Econometría espacial: Nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas. *Investigaciones Regionales*, *1*, 83–106.

Vayá Valcarce, E., Serrano Moreno, R. (2000). *La Utilidad de la Econometría Espacial en el Ámbito de la Ciencia Regional*. http://www.fedea.es/hojas/publicaciones.html#Documentos

Tobler, W. (2004). On the First Law of Geography: A Reply. Annals of the Association of American Geographers. 94(2): 304–310.

XLSTAT, https://www.xlstat.com/es/soluciones/funciones/analisis-de-componentes-principales-acp. Fecha de consulta: 15/03/2020

ZonaProp.https://www.zonaprop.com.ar. Fecha de consulta: 25/02/2020.