

# EFFECTO DE LA MIGRACIÓN Y LAS CARACTERÍSTICAS DEL VECINDARIO EN LOS PRECIOS INMOBILIARIOS DE LA ZONA URBANA DE TIJUANA

*Atenea de la Cruz Brito\**

## RESUMEN

En esta investigación se analiza el efecto de la dinámica migratoria fronteriza en el precio de los productos inmobiliarios de la zona urbana de Tijuana. En particular, el impacto sobre la oferta residencial propiciada por la demanda de propiedades por parte de habitantes que antes vivían en Estados Unidos –migrantes de retorno–, así como de residentes no nacidos en México –inmigrantes–. Las fuentes de información son censos, valuaciones de catastro y de la Sociedad Hipotecaria Federal, así como datos obtenidos por medio de técnicas de extracción de datos web. El estudio se aplica a los conjuntos de datos en un nivel de desagregación muy detallado, para un estudio más preciso que identifica los factores intrínsecos, extrínsecos y demográficos que determinan el precio de los bienes raíces por el lado de la demanda.

La estrategia metodológica consiste en tres etapas. Éstas comprenden, en primer lugar, el análisis de componentes principales para identificar las relaciones subyacentes entre las variables de los bienes inmuebles; en segundo lugar, la estimación de un modelo de precios hedónicos para captar la valoración subjetiva de los atributos objetivos de las propiedades; por último, el cálculo de los modelos de rezago espacial, error espacial y cambio de regímenes espaciales, para corregir el modelo propuesto. En concreto, se encontró una relación significativa y positiva entre los atributos de los inmuebles, las características demográficas asociadas a la migración y los precios. Asimismo, se identificó un comportamiento agrupado espacialmente de los factores principales, que representan la infraestructura y el equipamiento

---

\* Institución de adscripción: El Colegio de la Frontera Norte.

de los vecindarios, lo que apunta a la existencia de submercados por sectores con características similares.

Este trabajo se inscribe en la rama de la economía urbana, como parte del desarrollo regional, una línea de investigación en auge que permite estudiar los impactos territoriales de los fenómenos económicos desde un enfoque que privilegia lo local. Por ello esta investigación contribuye con una validación empírica a la incipiente bibliografía académica sobre el mercado inmobiliario en ciudades fronterizas de México.

*Palabras clave:* mercado inmobiliario, precios hedónicos, econometría espacial, Tijuana, migración.

## INTRODUCCIÓN

El análisis de los precios del mercado inmobiliario tiene como antecedente los trabajos pioneros de principios del siglo XX sobre localización, estructura urbana y formación de precios del suelo. Posteriormente, de la mano de la nueva geografía económica<sup>1</sup> y con la sofisticación de los modelos econométricos, aumentó la búsqueda de explicaciones a los fenómenos económicos que ocurren en el territorio y dan forma a las interacciones urbanas contemporáneas.

La importancia del estudio de los precios de los inmuebles estriba en que dichos bienes representan un insumo básico para la producción agrícola, industrial y de servicios, para el consumo residencial, y constituyen un activo que puede ser adquirido como herramienta de ahorro. También presentan escasez relativa y tienen la característica de ser un factor no reproducible en sentido estricto pues, aunque mediante la modificación de uso de suelo se aumente la frontera urbanística al incorporar suelo agrícola a la mancha urbana, éste es un recurso finito.

La incorporación de la dimensión espacial en la economía requiere ajustar algunas nociones de las teorías económicas tradicionales, que no pueden aplicarse directamente debido a que la mayoría de ellas fueron ideadas para

---

<sup>1</sup> La geografía de la nueva economía proporciona un marco unificado para el análisis de la interacción entre los costos de transacción y los rendimientos crecientes a escala en la estructura espacial de una economía internacional, regional o urbana (Fujita, Krugman y Venables 1999; Venables, 2010).

modelos que no consideran el espacio (Fujita, 1989). En primer lugar, el mercado inmobiliario se caracteriza por comerciar bienes no transables o no comercializables, ya que las propiedades presentan una barrera natural al comercio internacional, pues sólo pueden ser consumidos domésticamente. Para la economía de un país esto implica que una proporción de la renta se destina de manera constante a bienes no transables (Jenkins, Kuo y Harberger, 2011; Krugman y Obstfeld, 1991; Larraín y Sachs, 2002). En el caso de las áreas metropolitanas que trascienden fronteras, puede existir comercio y consumo de bienes no transables entre los agentes económicos localizados dentro de la misma zona conurbada (Krugman, Obstfeld y Melitz, 2012), como es el caso de la ciudad de Tijuana y el vecino condado de San Diego.

Los bienes no transables tienen un efecto importante en el nivel general de precios de una economía, puesto que existe una regularidad empírica de correlación positiva entre el nivel de precios de los países y su ingreso per cápita. Los productos no comercializables tienden a ser más caros que los comercializables en los países de mayor renta, ya que el precio relativo de los bienes no comercializables aumenta en relación con los incrementos en la renta per cápita (Kravis y Lipsey, 1983). La explicación de esta discrepancia entre precios de bienes transables y no transables en las economías de mayor y menor renta ha sido propuesta por Balassa (1964), Samuelson (1964), Bhagwati (1984) y Kravis y Lipsey (1983).<sup>2</sup>

En segundo lugar, la categoría de bien duradero de los bienes inmobiliarios se asocia a una vida física más prolongada y a un costo de producción elevado (Waldman, 2003). Esto hace que el inventario de inmuebles tenga una posición predominante frente a las nuevas construcciones, preeminencia que provoca rigidez en este mercado en el corto plazo (Secchi, 1974). Más aún, los productos inmobiliarios son un activo lento en sí mismo, lo cual significa que cambian de dueño con menor rapidez y facilidad que otros (Hurd, 1903), y también son considerados bienes de inversión por su elevado costo de producción y prolongada vida física (Secchi, 1974).

Además, las propiedades dentro de un mercado experimentan precios que dependen entre sí: el precio de un inmueble en una ubicación está estrechamente conectado con otros como resultado de la competencia, la elasticidad de la demanda y el arbitraje; esto se refiere a que el mercado inmobiliario

---

<sup>2</sup> En trabajos individuales, Balassa (1964) y Samuelson (1964) explican este comportamiento debido a las diferencias en los niveles de productividad para los bienes transables. Por su parte, Bhagwati (1984) y Kravis y Lipsen (1983) lo atribuyen a las diferencias en la dotación de factores y nivel salarial.

funciona como una subasta donde el bien es adquirido por quien ofrezca el precio más alto (DiPasquale y Wheaton, 1996: 30). Por tanto, la dependencia espacial de los precios entre los bienes raíces coincide con la primera ley de la geografía o principio de correlación espacial, motivo por el cual se aplican técnicas de econometría espacial para corregir el modelo.

El objetivo de este trabajo consiste en analizar, por medio de un modelo de precios hedónicos y un modelo espacial, los precios del mercado inmobiliario de la zona urbana del municipio de Tijuana, en el estado de Baja California, México, vecino al condado de San Diego, en el sur de California, Estados Unidos. El área de estudio ha experimentado procesos de rápido crecimiento poblacional y expansión de la mancha urbana a partir de la segunda mitad del siglo XX, producto de altas tasas de migración motivadas por su ubicación fronteriza, desempeño económico y nivel de ocupación, aunado al creciente retorno de connacionales mexicanos y al asentamiento de residentes de Estados Unidos.<sup>3</sup>

El argumento del presente texto es que las características heterogéneas del suelo urbano, respecto a su forma material, accesibilidad y zonificación, intervienen en la formación del precio de los productos inmobiliarios, pero no son suficientes para explicar las diferencias de precios en el mercado de la zona urbana de Tijuana respecto a otros mercados de ciudades mexicanas del mismo tamaño y nivel de ingreso promedio. La proximidad geográfica y las características del mercado inmobiliario de Tijuana respecto al mercado de San Diego permiten que exista demanda procedente de Estados Unidos que influye en los precios inmobiliarios de la ciudad mexicana. Más aún, las variaciones del tipo de cambio peso mexicano-dólar estadounidense, en conjunto con la diferencia de ingresos y el poder de compra entre los habitantes del sur y los del norte de la frontera México-Estados Unidos, tienen efectos directos en el mercado inmobiliario local.

En el contexto nacional, Tijuana es una de las diecinueve grandes urbes conformadas después de la década de 1990 (Garza Villareal, 2001, 2009) y la sexta ciudad más grande del país en términos de su población. En el contexto fronterizo, la zona urbana de Tijuana se ubica contigua al condado de San Diego, la octava ciudad más grande de Estados Unidos (U.S. Census Bureau, 2011) y ubicada en California, el estado que alberga seis de los mercados inmobiliarios más caros de Estados Unidos, cuatro de ellos –San José, Los

---

<sup>3</sup> En el año 2000 la mitad de la población de Tijuana había nacido fuera del estado de Baja California (INEGI, 2011).

Ángeles, San Francisco y San Diego— entre los primeros doce lugares de la clasificación mundial de los principales mercados inmobiliarios altamente inasequibles (Cox y Pavletich, 2018).

Aunado a lo anterior, se observan diferencias significativas en los niveles de crecimiento económico, monto promedio de ingresos e índices de precios en el par de ciudades fronterizas de Tijuana y San Diego, donde el salario promedio es aproximadamente cuatro veces mayor que el de Tijuana (U.S. Census, 2011; INEGI, 2011). Ante tal disparidad en el nivel de ingresos y el poder de compra, es necesario considerar el efecto de la demanda de los habitantes de San Diego y el sur de California que opten por comprar o rentar al sur de la frontera, por ser menos caro. Ante este fenómeno, el mercado inmobiliario de la zona urbana de Tijuana está sujeto a posibles efectos producto de la demanda estadounidense que compite por los inmuebles.

La importancia de esta investigación estriba en el planteamiento de un fenómeno relevante en la teoría y trascendente en la práctica de la economía regional: la formación de precios del mercado inmobiliario sujeto a la dinámica migratoria. Asimismo, esta indagación abona a la bibliografía académica sobre el mercado inmobiliario en México, de manera particular al incipiente estudio de los precios de bienes raíces en zonas urbanas fronterizas de México y Estados Unidos. Si bien existen trabajos que analizan el mercado inmobiliario en poblaciones fronterizas como Ciudad Juárez, Chihuahua, y Nuevo Laredo, Tamaulipas, estas propuestas se enfocan en el estudio de la segregación socioespacial, cambios en el uso de suelo, impuesto predial o crecimiento urbano. A diferencia de dichos trabajos, esta investigación se enfoca en las características internas de la propiedad, el entorno del vecindario y las características demográficas de sus ocupantes, mismas que han sido poco exploradas en estudios aplicados a la frontera norte.

En razón de lo expuesto, los apartados subsiguientes de este trabajo se integran por cuatro partes. La sección de estado de la cuestión se aboca a presentar las teorías, los conceptos y las discusiones presentes en los trabajos que estudian los precios del mercado inmobiliario. El apartado de metodología y fuentes de datos delinea la estrategia de investigación, las variables, los modelos, las pruebas y los criterios aplicados a los conjuntos de datos durante la aplicación. Le sigue el análisis de resultados, en el cual se presentan los principales hallazgos de esta investigación, así como su interpretación. Por último, se encuentra el apartado de conclusiones, donde se recogen los aportes de este estudio y sus recomendaciones para futuras investigaciones.

## ESTADO DE LA CUESTIÓN

A partir del marco epistemológico de la economía regional y urbana, con especial énfasis en las aportaciones de las teorías de la localización y de las estructuras urbanas, a continuación se presentan los enfoques y conceptos para analizar los precios del mercado inmobiliario. Del mismo modo, se explica el razonamiento teórico que sustenta el método de los precios hedónicos para valorar las características de los bienes inmuebles y la aplicación de las técnicas de la econometría convencional y la econometría espacial.

La disciplina de la economía regional brinda la posibilidad de analizar los fenómenos económicos enmarcados en un espacio geográfico delimitado, por medio de métodos y técnicas que incorporan la dimensión espacial al análisis económico de manera explícita (Nijkamp, 1987). La rama de la economía urbana se desprende de la anterior e integra dos ciencias: la economía, que busca encontrar regularidades y proponer generalizaciones, y la geografía, que busca identificar las características únicas que distinguen a los espacios (Capello y Nijkamp, 2004). De este modo, la economía urbana explora las elecciones de ubicación de los hogares y las empresas en función de la maximización de la utilidad, la ganancia (O'Sullivan, 2012).

La teoría de la localización forma parte de la economía regional y es la base del análisis de los precios inmobiliarios.<sup>4</sup> Existe un consenso que identifica el origen de las teorías de la localización en la obra *Der isolierte Staat*, de Johann Heinrich von Thünen, publicada en 1826; pero fue décadas después cuando se ahondó en el estudio de la disposición de las unidades económicas en el espacio. Las contribuciones a la teoría de la localización continuaron con los trabajos de Wilhelm Launhardt en 1882, Alfred Weber en 1909 (Weber, 1929; Nijkamp, 1987) y Harold Hotelling (1929).

Por su parte, la teoría de la estructura urbana analiza la forma de las ciudades en función de la distribución de las actividades económicas en el espacio, las jerarquías, fuerzas centrífugas y centrípetas. Tiene dos propuestas básicas; una es el modelo monocéntrico de William Alonso (1964), que tiene como eje el distrito central de negocios,<sup>5</sup> seguido por Richard Muth y Edwin

<sup>4</sup> Las teorías de los precios de los productos inmobiliarios tienen como antecedente la teoría de la renta de la economía clásica, particularmente las obras de David Ricardo (1821) y Karl Marx (1894). Ésta tiene como preámbulo la posesión y parte del proceso de producción agrícola, análisis del valor y el precio para establecer las relaciones entre terratenientes, arrendatarios y trabajadores del campo.

<sup>5</sup> *Central Business District* (CBD) es el punto que concentra la mayor cantidad de negocios, comercios y servicios, dado el tránsito de la población y su accesibilidad.

Mills (Ramírez Franco, 2008) y las zonas concéntricas de Ernest Watson Burgess (Park, Burgess y McKenzie, 1925). La segunda es el modelo policéntrico de Chauncy Harris y Edward Ullman (1945), que advierte la presencia de varios centros (Capello y Nijkamp, 2004).

En cuanto al estudio del mercado inmobiliario y las variables que influyen en la determinación de precios, destacan las aportaciones de Richard Hurd (1903), Bernardo Secchi (1974), Masahisa Fujita (1989), Denise DiPasquale y William Wheaton (1996), John McDonald y Daniel McMillan (2007) y Arthur O'Sullivan (2012), quienes propusieron criterios para identificar los componentes del precio de los bienes raíces.

A partir de la economía aplicada, el análisis de los precios de los inmuebles suele presentar modelos econométricos cuyos abordajes metodológicos se distinguen en cuatro tipos: 1) modelos que utilizan la media aritmética de las transacciones durante un periodo en particular; 2) modelos de seguimiento del precio de una vivienda representativa o una muestra para establecer un promedio; 3) método de transacciones sucesivas, y 4) metodología de precios hedónicos, técnica empleada en este trabajo.

Esta metodología valora las diferencias entre las propiedades según sean sus características. Cabe precisar que los productos inmobiliarios concentran una multiplicidad de atributos objetivos, mismos que son valorados de forma diferente por los agentes económicos, cuyas preferencias permiten estimar los precios ocultos o no revelados de los bienes, cuando existen cambios en su calidad.

La importancia de estos factores cualitativos y cómo son apreciados de manera distinta por cada individuo fue reconocida desde inicios del siglo XX por Hurd, quien expresó que el valor de la tierra y los bienes raíces en general dependen de diversos factores, algunos de ellos subjetivos, que son estimados de forma diferente por los actores que intervienen en este mercado; es por ello que las modas y los cambios en el estilo de vida influyen en el proceso de selección y toma de decisiones de los agentes económicos individuales (Hurd, 1903: 156-159). Sin embargo, fue hasta el desarrollo de los modelos de precios hedónicos que se pudieron medir estos atributos.

El artículo de Frederick V. Waugh "Quality factors influencing vegetable prices", publicado en 1928, es el antecedente del método hedónico. Waugh planteó un estudio del efecto de las características físicas de un conjunto de verduras sobre su precio (Berndt, 1991). Su trabajo empleó el análisis de regresión múltiple mediante el cálculo de coeficientes parciales para identificar los factores cualitativos que influyen en el aumento o la disminución de los precios. La obra de Waugh estableció un precedente para el estudio de las cualidades en los productos y sus precios.

Formalmente, el procedimiento de los precios hedónicos fue desarrollado por Andrew Court (1939) en su trabajo pionero, en el cual buscó evaluar los efectos de las variaciones en la relación calidad-precio de los automóviles respecto a su precio total a través del tiempo. De este modo expresó con un índice la utilidad y las preferencias en términos de precios, asociados a las especificaciones de los automóviles. Court propuso el concepto “hedónico” al recobrar de la doctrina utilitarista la búsqueda del mayor beneficio para la sociedad en su conjunto, con lo que pretendió equiparar la contribución potencial de cualquier mercancía con el bienestar y la felicidad de quienes lo adquieren y de la comunidad en general (Court, 1939: 107).

Tras la divulgación de las obras de Waugh y de Court, el desarrollo del método de los precios hedónicos fue escaso hasta la publicación de la obra de Zvi Griliches (1961), quien aplicó este procedimiento para calcular índices de precios. Su investigación se encauzó al análisis de los precios como resultado de cambios en la oferta y en la curva de la demanda, a diferencia de la propuesta de Court, quien se enfocó en el lado de la demanda (Berndt, 1991).

El abordaje de estudio de Griliches, desde la oferta, fue la perspectiva que imperó en los trabajos subsecuentes. Entre éstos destacan la obra sobre el comportamiento del consumidor de Kelvin Lancaster (1966), el artículo de Sherwin Rosen (1974) sobre la identificación de diferencias implícitas en los productos y la propuesta de Dennis Epple (1987) sobre los precios ocultos asociados a la diferente valoración de los atributos o características de utilidad de los productos.

Los modelos hedónicos para el análisis empírico de los precios inmobiliarios suelen abordarse con una formalización en la cual el precio del inmueble ( $P$ ) es la variable dependiente y las características son las variables independientes ( $X_i$ ,  $i = 1, n$ ), donde la variación entre las características de las unidades de estudio explican una parte de la variación observada en los precios.

$$P = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (1)$$

Para su estimación, es habitual encontrar transformaciones no lineales, dependiendo de la perspectiva de la investigación (Thériault y Des Rosiers, 2011). Entre las variables que suelen incluirse en los modelos hedónicos están: el nivel de ingreso y los rasgos de la población, la accesibilidad y tiempos de traslado del sitio a un punto en particular –regularmente el CBD–, así como las peculiaridades de la ubicación, entre otras. No obstante, los precios de los bienes raíces están determinados por otras características no observables;

dada la dificultad de medirlas, es común que en los modelos se omitan algunas variables latentes (LeSage y Pace, 2009: 63).

Por lo que se refiere a las particularidades del mercado inmobiliario, comúnmente el precio de los bienes inmuebles sólo es anunciado por los propios dueños durante el proceso de oferta y es fijado durante el acuerdo de compra-venta, lo que implica problemas de información. Además, la adquisición y venta de inmuebles presenta altos costos de transacción (Ishijima y Maeda, 2015; Perry y Robison, 2001), que varían según la situación fiscal y legal del predio, así como de la presencia o ausencia de intermediarios o agentes inmobiliarios. Aunado a lo anterior, este mercado puede subdividirse por tipos de mercados o submercados, definidos según sea el propósito de la investigación y su uso. Los estudios más frecuentes proponen segmentaciones con fines de valuación fiscal o predicción económica, y la técnica de análisis más extendida para su identificación es la estimación por medio de modelos de precios hedónicos (Bourassa, Hoesli y Peng, 2003).

En México, el estudio de los precios inmobiliarios desde la economía regional tiene una trayectoria reciente y exigua. Se identifican las obras pioneras de Ángel Bassols Batalla, Luis Unikel y Claude Bataillon, entre otros impulsores de los estudios sobre las regiones en México y su proceso de urbanización (Bataillon, 1983; Unikel, 1972). En cuanto a las investigaciones sobre la estructura urbana y los precios inmobiliarios, la región que ha sido objeto de mayor estudio es la zona metropolitana del Valle de México (ZMVM), a causa de su temprano crecimiento en comparación con las demás ciudades del país; le siguen los trabajos sobre zonas metropolitanas como Monterrey, Nuevo León, y Guadalajara, Jalisco. Por último, los estudios sobre la región fronteriza de México con Estados Unidos, algunos de ellos sobre Ciudad Juárez, Chihuahua, y Tijuana, Baja California.

Entre los trabajos dedicados a la ZMVM, el artículo de Valdivia López (2015) aplicó un modelo de precios hedónicos en función de las características de la oferta de vivienda nueva en los desarrollos habitacionales. Concluyó que las características que más influyen en el precio son los factores estructurales y el valor implícito de la localización y el entorno.

Sobrino Figueroa (2014) realizó el estudio de los precios de la vivienda para la ZMVM a través de la delimitación de submercados con el criterio de precios homogéneos y sustitutos. Desde el enfoque de la estructura urbana, Lara Pulido, Estrada Díaz, Zentella Gómez y Guevara Sanginés (2017) analizaron los costos de la expansión urbana derivada de la distancia a los centros de trabajo. Por su parte, el trabajo de Monkkonen, Montejano Escamilla y Ávila Jiménez (2017) estudió los mercados del suelo en la ZMVM, particular-

mente de los predios cercanos al Aeropuerto Internacional de la Ciudad de México y al área donde se proyectó la construcción del Nuevo Aeropuerto de la Ciudad de México.

Para el estudio de Nuevo León, Fitch Osuna (2013, 2016) propuso la evaluación de los atributos relacionados con las ciudades del conocimiento y el turismo del área metropolitana de Monterrey. Para el municipio de San Nicolás de los Garza, Fitch Osuna, Soto Canales y Garza Mendiola (2013) aplicaron un modelo de precios hedónicos para valorar la calidad ambiental (Fitch Osuna y García Almirall, 2008).

A su vez, los estudios aplicados a diferentes ciudades del país incluyen el trabajo de Quintana Pacheco, Almada Borbón, Ojeda de la Cruz, Ramos Corella y García Arvizu (2015), quienes utilizaron el modelo de precios hedónicos para estimar el valor del suelo habitacional en Hermosillo, Sonora. El artículo de Sánchez Peña (2012) calculó los indicadores de segregación residencial socioeconómica para las zonas metropolitanas del Valle de México, Monterrey, Guadalajara y Puebla-Tlaxcala.

Respecto a las ciudades de la frontera México-Estados Unidos, algunos autores han elaborado análisis comparativos y otros análisis particulares. Los modelos para el estudio del funcionamiento de las ciudades fronterizas más difundidos fueron propuestos por Griffin y Ford en 1980, Gildersleeve en 1978 y Hoffman en 1983 (Alarcón Cantú, 2000; Mungaray Moctezuma, 2010), Arreola y Curtis (1993), Lawrence Herzog (1992) y Tito Alegría (2009), con métodos de análisis y resultados diferentes.

Entre los estudios comparativos se encuentra el artículo de Fuentes Flores (2001), cuyo propósito fue analizar la estructura urbana de doce ciudades fronterizas mexicanas, poniendo énfasis en Ciudad Juárez y Tijuana. En estas ciudades destacan las relaciones interurbanas transfronterizas, con un mercado imperfecto de suelo y diversidad en la composición socioeconómica de su sociedad. Producto de estas conclusiones, Fuentes Flores y Cervera Gómez (2006) propusieron el estudio de la segregación espacial para el caso de Ciudad Juárez, en el cual se obtuvo el resultado de una ciudad dispersa como consecuencia de la estructura del mercado del suelo.

El artículo de Zhao, Jensen y Zhan (2017) comparó el crecimiento urbano de las ciudades de Laredo, Texas, y Nuevo Laredo, Tamaulipas, mediante una regresión logística que incluyó las variables elevación geográfica, distancia a centros urbanos, distancia a caminos y vialidades locales y densidad urbana. Estos autores encontraron que la densidad de población y de las vías de comunicación son las principales variables relacionadas con el crecimiento de ambas ciudades. Sin embargo, el resultado para la ciudad mexicana es una estructura urbana más dispersa que la ciudad estadounidense.

Para el estudio de la urbe fronteriza de Ciudad Juárez existen investigaciones que han abordado su estructura y crecimiento urbano, así como la planeación y políticas públicas. El artículo de Peña Medina y Fuentes Flores (2007) estudió las causas de los cambios de uso de suelo y su efecto sobre la estructura urbana con un modelo dinámico. Los autores encontraron que los factores demográficos y económicos son los que han provocado dichos cambios, como resultado de la modificación de una estructura monocéntrica a una policéntrica. La localización y evolución de dichos centros fue estudiada por Fuentes Flores y Hernández Hernández (2015) a través del análisis espacial de la densidad bruta del empleo.

Desde la perspectiva de las políticas públicas y la planeación, el artículo de Peña Medina, Fuentes Flores, Cervera Gómez y Hernández Hernández (2012) propuso una metodología para el análisis del impuesto predial por medio de la técnica denominada *computer-assisted mass appraisal* (CAMA). Entre otros hallazgos, encontraron las características cualitativas de las residencias como una de las variables con mayor poder predictivo sobre los precios de los predios. Por su parte, el trabajo de Peña Medina (2016) recomendó mejoras al sistema de valuación para la captura de plusvalía a nivel municipal, tras constatar la evidencia de regresividad en el cobro del impuesto predial. Ante esto, plantea la aplicación de técnicas de valuación masiva, a fin de corregir y subsanar la falta de equidad de esta política fiscal.

Otro artículo que estudia los impuestos a la propiedad en una zona metropolitana fronteriza es el de Fullerton y Bujanda (2017), quienes propusieron la captura de valor con fines de inversión en infraestructura pública para la zona metropolitana de El Paso, Texas. Su estudio aplicó una regresión geográficamente ponderada a un conjunto de datos de bienes raíces de tipo comercial y estudió la relación entre el acceso a vías de transporte, la localización de centros comerciales y los precios. Cabe resaltar la importancia de la relación entre las propiedades comerciales estudiadas y la urbe mexicana de Ciudad Juárez, ya que se muestra una fuerte relación entre el volumen del comercio de dichos establecimientos y el consumo efectuado por compradores procedentes de México, lo que implica una mejor localización relativa de los centros comerciales ubicados cerca de la frontera.

Este y otros hallazgos identifican al carácter de dependencia y desigualdad que se manifiesta en el espacio fronterizo. Esta reflexión está presente en la obra de Daniel Hiernaux (1986), quien enfatizó la conexión entre los pares de ciudades de uno y otro lado de la frontera, a diferencia de la poca relación entre las propias ciudades fronterizas mexicanas. En esto mismo coincidió Garza Villareal (2001) en su estudio sobre el impacto de la crisis

de 1980-1990 en el desarrollo urbano de las mayores urbes del país, donde puntualizó que Tijuana y Ciudad Juárez están subordinadas a sus pares del lado estadounidense.

Las peculiaridades de las ciudades de la frontera norte de México, en comparación con el resto del país, presentan desafíos para la predicción del comportamiento de variables fundamentales para la proyección de su comportamiento, como lo es la población y sus tendencias de crecimiento. Ante esto, Tuirán Gutiérrez y Margulis (1983: 16) destacan la susceptibilidad de las actividades económicas en la frontera a las fluctuaciones y crisis, las políticas del país vecino, los mercados cambiarios, entre otros factores, como consecuencia de su localización en zonas cercanas al límite, por lo que están expuestas a factores adicionales de desequilibrio.

Asimismo, la conexión vial entre las ciudades mexicanas y sus pares en la frontera norte es una condición que tiene impacto en el volumen de la interacción y el flujo de bienes y personas a través de la frontera. El caso de Tijuana y su enlace con las vías de transporte de San Diego es interpretado por García Amaral (2007) como parte de un corredor urbano que se extiende por toda la costa californiana hasta la ciudad de Los Ángeles, donde Tijuana es el vértice sur. En cuanto a la dinámica fronteriza, la zona de Tijuana-San Diego se distingue de las otras ciudades fronterizas por concentrar más población en la ciudad estadounidense que en la mexicana. Por otro lado, la dinámica económica del condado de San Diego destaca del resto de las ciudades de la frontera sur de Estados Unidos (Alarcón Cantú, 2000).

En el caso de Tijuana, la forma de su estructura urbana ha sido estudiada a partir de la dinámica de su crecimiento poblacional y la concentración de empleos. Fuentes Flores y Hernández Hernández (2009) calcularon por áreas la concentración de empleos y la especialización en actividades de comercio y servicios. Entre otros hallazgos, identificaron una diferencia entre las tasas de crecimiento de la población y de la mancha urbana, pues la segunda es casi 2 por ciento mayor que la primera, lo que demuestra el rápido crecimiento de la superficie urbana.

En suma, el mercado del suelo urbano de Tijuana presenta particularidades físicas, sociales y económicas que lo hacen distinto de otros mercados inmobiliarios de ciudades fronterizas. Las características del terreno con extensas áreas poco aptas para la construcción (Romo Aguilar, 1999), aunadas a la presión demográfica producto de la migración, han dado como resultado la ocupación ilegal de terrenos y el abandono de viviendas por parte de la población flotante (Hiernaux, 1986), combinación que ha derivado en una forma de ciudad extendida y poco densificada (Herzog, 2014).

## METODOLOGÍA Y FUENTES DE DATOS

El procedimiento para esta investigación de los precios del mercado inmobiliario consiste en tres etapas. En la primera se incorpora el uso de técnicas de estadística descriptiva multivariada, específicamente el análisis de componentes principales, para encontrar los factores comunes implícitos de las características del barrio o vecindario. En la segunda se aplica el modelo de precios hedónicos no espacial, para encontrar las variables que influyen en la determinación del precio de los bienes inmuebles, y en la última se estima el modelo con técnicas de econometría espacial, para corregir los sesgos debidos a la presencia de comportamiento agrupado espacialmente de las variables.

El análisis de componentes principales es una técnica estadística que tuvo como origen los ajustes ortogonales por mínimos cuadrados propuesta por Karl Pearson (1901); fue desarrollada posteriormente por Harold Hotelling (1933) en su artículo “Analysis of a complex of statistical variables into principal components”, hasta convertirse en una técnica comúnmente aplicada para reducir y resumir la dimensión del conjunto de datos.

Esta técnica forma parte del análisis factorial como método estadístico multivariante, en el cual se identifica la estructura subyacente de un grupo de variables y los factores comunes entre éstas. Mediante un análisis, se encuentran los factores comunes o componentes que resultan de la combinación lineal de las variables originales, las cuales sintetizan la información en un menor número de variables no observables. El modelo factorial teórico está representado por  $x_{ij}$  como el valor normalizado de la variable  $i$  para la observación  $j$ ,  $F$  es el valor del factor,  $d_j \cdot U_{ij}$  la parte aleatoria independiente de los factores, formalmente:

$$x_{ij} = \alpha_{i1} \cdot F_{1j} + \alpha_{i2} \cdot F_{2j} + \alpha_{i3} \cdot F_{3j} + \dots + \alpha_{ij} \cdot F_{ij} + d_i \cdot U_{ij} \quad (2)$$

La segunda etapa de la investigación corresponde al análisis de las variables por medio de la econometría clásica y la visualización de la relación entre variables a partir del examen exploratorio de datos. El primer método de estimación se realiza con una regresión clásica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO),<sup>6</sup> aplicada al modelo de precios hedónicos (Berndt, 1991)

<sup>6</sup> El modelo de MCO, elaborado originalmente por Carl Friedrich Gauss, permite una estimación bajo el modelo clásico de regresión lineal con las propiedades del conocido teorema de Gauss-Markov de los mejores estimadores lineales insesgados. Cabe señalar que el método de mínimos cuadrados, formulado por Gauss en 1821, antecede al de varianza mínima propuesto por Andrei Andreyevich Markov en 1900 (Guajarati y Porter, 2010: 72).

con el fin de encontrar las características que mejor explican la variabilidad del precio de los bienes inmobiliarios, donde la valoración de la localización estará en los residuos.

Este modelo plantea una explicación económica a la formación del precio de los inmuebles en función de la valoración que hacen los consumidores de los atributos objetivos –tangibles–, que están asociados a las características subjetivas –no tangibles–, que son percibidas y apreciadas en el mercado. Formalmente, el modelo de precios hedónicos sin análisis espacial se calcula por medio de una regresión lineal, en la cual la variable dependiente es el precio del bien y las variables independientes son las características de la propiedad, sus ocupantes y el vecindario. En forma de ecuación, se expresa:

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_n X_{ni} + \mu_i \quad (3)$$

donde cada  $X_i$  corresponde a las características objetivas del inmueble  $i$ , el coeficiente  $\beta$  a la valoración de la cualidad  $n$  y el término de error es  $\mu_i$ . Este método permite conocer los precios sombra o implícitos por medio de las preferencias reveladas por las elecciones de consumo, que manifiestan la propensión marginal a pagar por un producto inmobiliario dados sus atributos.

Una vez aplicado el modelo de precios hedónicos, se procedió a la tercera etapa con el objetivo de visualizar las relaciones geográficas de las variables de estudio. Mediante el análisis exploratorio de datos espaciales (*exploratory spatial data analysis*, ESDA),<sup>7</sup> se identificó la dependencia espacial, que consiste en la relación de las observaciones de una variable  $y$  en una ubicación  $i$  en función de la ubicación  $j$ , en un conjunto de datos, es decir:

$$y_i = f(y_j), \quad i =, \dots, n \quad j \neq i \quad (4)$$

La importancia de considerar la dependencia espacial estriba en la naturaleza geográfica del fenómeno económico que se va a estudiar, tomando en cuenta la primera ley de la geografía o principio de dependencia y correlación espacial, propuesta por Waldo Tobler (1970), que apunta: “todas las cosas están relacionadas entre sí, pero las cosas más próximas en el espacio tienen una relación mayor que las más distantes”,<sup>8</sup> que se relaciona con la ley de la gravedad y el concepto de fricción por distancia.

<sup>7</sup> Este examen incluye el análisis de los histogramas, diagramas de caja, matriz de diagrama de dispersión, cartogramas, mapas de percentiles y mapas condicionales, entre otros elementos que permitan identificar la distribución y las características generales del conjunto de datos.

<sup>8</sup> En su artículo “A computer movie simulating urban growth in the Detroit region”, Tobler aportó otras nociones importantes para el estudio geográfico,...

Para este estudio, la ley de Tobler implica una posible autocorrelación espacial en la muestra del conjunto de datos con precios y características de bienes inmuebles ubicados en diferentes barrios de la zona urbana, que depende de relaciones socio-demográficas geográficamente distribuidas. Por otro lado, es común encontrar dependencia espacial en datos catalogados en unidades geográficas como códigos postales, localidades, entre otros, que son recolectados y agrupados para simplificar el análisis pero que no reflejan de manera fehaciente todas las relaciones que ocurren en las fronteras de estas unidades o entre ellas (LeSage, 1999).

Para identificar la distribución y detectar la presencia de autocorrelación espacial se examina el diagrama de dispersión y distribución del índice o estadístico desarrollado por Patrick Alfred Pierce Moran (1950) como una adaptación de una medida de correlación no espacial para calcular el fenómeno de autocorrelación multidimensional global. El índice de Moran (I) es un cociente de residuos de regresión con matrices de pesos que especifican las relaciones entre las observaciones (Bohórquez Acevedo y Ceballos Velázquez, 2008), representada por la ecuación:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (5)$$

En la ecuación 5, el primer cociente representa el tamaño de la muestra  $n$  entre la suma de pesos espaciales, se sustrae la media  $\bar{y}$  al valor de la observación y en las localizaciones  $i$  y  $j$ , las diferencias resultantes se multiplica por un elemento  $w_{ij}$  de la matriz de ponderaciones  $W$ , en la cual si las regiones  $i$  y  $j$  son adyacentes es igual a 1, y 0 si no lo son. La interpretación de este estadístico se hace a partir de una permutación aleatoria que recalcula el estadístico en repetidas ocasiones –regularmente 999 veces o más– para generar una distribución de referencia; posteriormente el estadístico es comparado con la distribución de referencia y se calcula un nivel de pseudosignificancia para identificar si las unidades espaciales se encuentran distribuidas de forma aleatoria, agrupada o conglomerada (Anselin, 2005: 134).

Posteriormente se emplea el índice espacial de asociación local (*local indicators of spatial association*, LISA), también conocido como estadístico de Moran local, propuesto por Anselin (1995) para medir a nivel local de manera análoga a como lo hace el I de Moran con la autocorrelación global

...como la optimización espacial de las localizaciones en relación con el uso de suelo y la localización de la producción, entre otras (Church, 2018).

(Anselin y Rey, 2014). En términos generales, el estadístico LISA  $L_i$  expresa la asociación espacial de una variable  $y_i$  en una ubicación  $i$  en función de los valores observados en los vecinos  $J_i$ .

$$L_i = f(y_i, y_{J_i}) \quad (6)$$

Por medio de una combinación aleatoria de 99 permutaciones y un nivel de significancia con un  $p$ -valor de 0.05, se obtiene una primera aproximación, que muestra en un mapa de conglomerados y de significancia el grado de agrupación espacial de los valores similares alrededor de una observación, así como la influencia de las ubicaciones individuales. Para obtener resultados más robustos se aumenta el número de iteraciones a 999 o 9999 (Anselin, 2005).

Asimismo, en esta tercera etapa se resuelven las problemáticas comunes en el tratamiento de conjuntos de datos geográficamente asociados, en particular la dependencia espacial entre observaciones y la heterogeneidad en las relaciones dentro de la muestra (LeSage, 1999). El rezago espacial implica una dependencia de las observaciones con un grupo de ubicaciones particulares, que cambia a través del espacio. Para identificar y corregir este comportamiento se aplicó el modelo de rezago espacial (*space lag model*, SLM), que presenta un vector de variables dependientes y dimensión  $n \times 1$ , en función del parámetro  $\rho$  que representa el coeficiente de la variable dependiente rezagada, la matriz de contigüidad espacial  $W$ ; la matriz de datos  $X$  de dimensión  $n \times k$  contiene las variables explicativas por un parámetro  $\beta$  que refleja la influencia de las variables explicativas en la variación de la variable dependiente más el residuo o término de error aleatorio  $\varepsilon$  del modo:

$$\begin{aligned} y &= \rho W y + X \beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (7)$$

El estadístico LM-LAG de los multiplicadores de Lagrange para rezago espacial, representado por  $\rho$ , permite contrastar la existencia de dependencia espacial sustantiva bajo la hipótesis nula de  $\rho = 0$  o ausencia de dependencia espacial. Por su parte, el modelo de error espacial (*spatial error model*, SEM) permite identificar la dependencia espacial residual (Anselin, 1988). De manera similar al modelo anterior, y está en función de  $X$  por  $\beta$ , con la diferencia de que la dependencia está en el término de perturbación, donde el residuo es igual a un parámetro  $\lambda$  coeficiente de los errores correlacionados espacialmente por la matriz de contigüidad espacial  $w$  y el término de error aleatorio  $\varepsilon$  como sigue:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + u & | & (8) \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned}$$

Para contrastar la existencia de dependencia espacial en los errores se utiliza el estadístico LM-ERR de los multiplicadores de Lagrange, representado por  $\lambda$  con la hipótesis nula de  $\lambda = 0$  o ausencia de dependencia espacial en el término de perturbación. Asimismo, tanto el estadístico LM-LAG como el estadístico LM-ERR tienen una versión robusta para controlar la presencia de correlación en los errores o de especificaciones locales erróneas, respectivamente.

En caso de que existan simultáneamente rezago espacial y error espacial, la prueba con multiplicadores de Lagrange SARMA permite contrastar la presencia conjunta de ambos tipos de dependencia espacial. El modelo que incluye ambas relaciones contiene tres factores: el componente autorregresivo, el error de correlación espacial y la heterogeneidad, donde  $y$  es el vector de variables dependientes,  $X$  es una matriz  $n \times k$  de las características,  $\beta$  el vector de los parámetros y  $\rho Wy$  el componente autorregresivo de la forma siguiente:

$$\begin{aligned} y &= \rho Wy + X\beta + \varepsilon & (9) \\ \varepsilon &= \lambda A W \varepsilon + \mu \\ \mu &\sim N(0, \Omega) \\ E[\mu\mu'] &= \Omega \end{aligned}$$

Respecto a la naturaleza multidireccional de las relaciones espaciales, el modelo requiere la construcción de una matriz de pesos espaciales y criterios de contigüidad. La matriz de pesos espaciales  $w$ , conocida también como matriz de contacto, proximidad o contigüidad, representa la intensidad de la interdependencia entre cada par de unidades espaciales  $i$  y  $j$  en ubicaciones adyacentes de la forma:

$$W = (w_{ij}; i, j = 1, \dots, n) \quad (10)$$

En cuanto a los criterios de contigüidad espacial, éstos indican los parámetros que determinan la interacción o no de las unidades espacialmente distribuidas. Los criterios más utilizados son los pesos tipo reina, torre y alfil, en analogía con el movimiento de estas piezas de ajedrez. La matriz de pesos reina refleja la interacción entre un conjunto de unidades  $i$  y  $j$  que comparten una frontera  $bn$  en la cual 1,0 indican si existe contacto o no:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{bnd}(i) \cap \text{bnd}(j) \neq \emptyset \\ 0, & \text{bnd}(i) \cap \text{bnd}(j) = \emptyset \end{cases} \quad (11)$$

La matriz de pesos torre representa el contacto por un lado o borde plano. En el caso de la matriz de pesos alfil se considera si dos unidades espaciales comparten un vértice del cuadrado. Ambos casos implican una condición de contacto por un lado, representado por  $l_{ij}$ , del modo:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & l_{ij} > 0 \\ 0, & l_{ij} = 0 \end{cases} \quad (12)$$

La interacción directa entre las unidades vecinas  $i$  y  $j$  se denomina de contigüidad de primer orden; cuando la relación incluye a su vez las unidades adyacentes a  $j$ , se denomina contigüidad de segundo orden.

Por último, el efecto de la heterogeneidad espacial es un fenómeno que consiste en la variación en las relaciones entre las variables espaciales dadas las características particulares de cada ubicación, donde una ubicación en el espacio, o varias de ellas, presenta una relación diferente. Formalmente, para la variable dependiente  $y_i$  que representa una observación en una ubicación determinada existe un vector de variables independientes  $X_i$  asociado a un conjunto de parámetros  $\beta_i$  y un término de error aleatorio  $\varepsilon$ :

$$y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (13)$$

Con el objetivo de atender los problemas de heterogeneidad espacial en la estructura de los datos, se propone un modelo de regímenes espaciales, que responde a la condición de heterocedasticidad por grupos.<sup>9</sup> En este sentido, los regímenes espaciales representan diferentes subconjuntos de datos espaciales y que tienen diferentes coeficientes (Anselin y Rey, 2014). La especificación de los regímenes espaciales es equivalente a estimar diferentes regresiones para cada grupo y así probar la estabilidad estructural en un modelo de regresión basado en la estructura espacial. De esta forma, el modelo básico queda expresado:

$$y_{ij} = \alpha_j + X_{ij} \beta_j + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, n \quad (14)$$

<sup>9</sup> La heterocedasticidad por grupos puede ser evaluada con la prueba Goldfield-Quandt, que divide una muestra en dos grupos para su estimación. Dicha prueba fue propuesta por Stephen Goldfeld y Richard Quandt en sus versiones paramétrica y no paramétrica (Quandt, 1958; Goldfeld y Quandt, 1965).

Con un número de observaciones totales  $i = 1, \dots, n$  y un grupo de diferentes regímenes espaciales  $j = 1, \dots, J$ , donde cada régimen  $j$  tiene su propio intercepto  $\alpha_j$  y una pendiente con coeficiente  $\beta_j$  que multiplica un vector  $X_{ij}$  de variables independientes. La estimación de diferentes pendientes entre los regímenes supondría que la respuesta de la variable dependiente a las variables explicativas no es homogénea.

Para diagnosticar los efectos espaciales se emplea una matriz de pesos de régimen, que se representa como una matriz particionada de la matriz de pesos general, una matriz truncada  $W_j$  en un subconjunto que no tiene interacción con otros subconjuntos de la forma:

$$W_R = \begin{bmatrix} W_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & W_j \end{bmatrix} \quad (15)$$

Una variable de régimen es una variable categórica que toma un pequeño número de valores discretos, los cuales concuerdan con los regímenes espaciales, donde el valor que tomen no es importante, sólo que sean distintos. Para el modelo de regímenes espaciales, la variable régimen corresponde a la clasificación por características del vecindario.

En concreto, el modelo propuesto presenta como variable que explicar los precios de las propiedades, en este caso los precios de lista u ofertados, expresados en moneda nacional (*pricemxn*). Las variables independientes o explicativas se dividen, por tipo de característica, en tres categorías: atributos de los inmuebles, características demográficas y características del vecindario; los dos primeros tipos forman parte del modelo (cuadro 1) y el último permite determinar los diferentes regímenes espaciales, que representan a los submercados.

Los coeficientes de regresión o betas que calcular representan la importancia o fuerza de la relación entre la variable explicativa y la variable observada; en este caso se esperan valores positivos e importantes para las características identificadas en la mayoría de los trabajos consultados. Estos son los atributos de metros cuadrados de construcción, número de habitaciones y proximidad a sitios deseables, como la playa.

La estrategia de especificación del modelo consiste en la estimación del método de precios hedónicos, para encontrar las relaciones y magnitudes de los atributos que influyen en la determinación del precio de los bienes inmobiliarios a partir del cálculo de sus coeficientes del siguiente modo:

$$\begin{aligned}
 \text{pricemxn}_i = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{location\_li} + \beta_2 \cdot \text{location\_1}_i + \beta_3 \cdot \text{type}_i + \beta_4 \cdot \text{terr\_m2}_i + \\
 & \beta_5 \cdot \text{constr\_m2}_i + \beta_6 \cdot \text{rooms}_i + \beta_7 \cdot \text{bath}_i + \beta_8 \cdot \text{car\_space}_i + \beta_9 \cdot \text{indoor\_fea}_i + \\
 & \beta_{10} \cdot \text{outdoor\_fe}_i + \beta_{11} \cdot \text{densiageb}_i + \beta_{12} \cdot \text{mig7\_r}_i + \beta_{13} \cdot \text{mig15\_r}_i + u_i \quad (16)
 \end{aligned}$$

Cuadro 1. Descripción de variables

Clave	Descripción	Signo esperado	Media	Mediana	Desviación estándar
PRICEMXN	Precio de lista ofrecido a la venta en pesos mexicanos		3130676.88	2277040.0	2975274.65
LOCATION_L	Latitud donde se localiza la propiedad, eje vertical	+	32.50	32.5	0.03
LOCATION_1	Longitud donde se ubica la propiedad, eje horizontal	-	-116.99	-117.0	0.08
<i>Atributos del inmueble</i>					
TYPE	Tipo de inmueble: casa, departamento, oficina, comercio, bodega, terreno	+	1.13	1.0	0.44
TERR_M2	Extensión del terreno en metros cuadrados	+	285.39	208.0	435.45
CONSTR_M2	Metros cuadrados de construcción	+	178.58	150.0	127.36
ROOMS	Número de habitaciones separadas	+	3.28	3.0	1.60
BATH	Número de baños, incluyendo medios baños	+	2.10	1.0	1.65
CAR_SPACES	Cantidad de plazas de estacionamiento	+	1.42	1.0	1.53
INDOOR_FEA	Equipamientos de la vivienda como acabados, cocina integral, cuarto de lavado, entre otras comodidades = 1, sin equipamiento = 0	+	0.35	0.0	0.48
OUTDOOR_FE	Presencia de espacios como patio, terraza, área de juegos, alberca, acceso a casa club, entre otros equipamientos = 1, ausencia = 0	+	0.22	0.0	0.42
<i>Características demográficas</i>					
DENSI-AGEB	Número de habitantes por AGEB	-	64.81	63.0	36.79
MIG7_R	Porcentaje de población nacida en otro país por cada 100 personas residentes en la entidad por AGEB, año 2010	+	7.89	7.3	4.42
MIG15_R	Porcentaje de población mayor de cinco años que residía en Estados Unidos en 2005, AGEB	+	2.51	2.2	1.90

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados se examinan por medio del análisis exploratorio de datos espaciales, y ante la presencia de asociación espacial, para el análisis confirmatorio se aplican dos modelos de regresión espacial de forma individual: el modelo de rezago espacial SLM, y el modelo de error espacial, SEM. La formalización matemática de tales modelos se expresa en las ecuaciones 17 para el SLM y 18 para el SEM:

$$Pi = \rho WP + Z\beta + \varepsilon \quad (17)$$

$$Pi = Z\beta + \varepsilon \quad (18)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$$

Una vez aplicados ambos modelos, y con base en los criterios de bondad del ajuste, resultados de error estándar de la estimación del modelo, valores de los parámetros y pruebas de homocedasticidad y robustez, se aplica el modelo que mejor se ajusta a las características de los datos. Posteriormente, para controlar la heterogeneidad espacial y apreciar el efecto de los submercados, definidos por las características del vecindario, se aplicó un modelo de regímenes espaciales donde la variable régimen es la combinación del factor 1 y el factor 2, producto del análisis de componentes principales. El factor 1 representa el nivel de infraestructura, servicios básicos, escuelas y centros de entretenimiento; el factor 2, la proximidad y el acceso a comercios y servicios tanto públicos como privados, particularmente centros comerciales, clínicas y escuelas; se obtuvieron cuatro regímenes espaciales.

En la práctica, el modelo de regímenes espaciales supone mantener algunos coeficientes constantes, mientras que otros varían (Anselin y Rey, 2014: 286). Para ejemplificar, en el caso de dos regímenes o subregiones  $j = 1, 2$  con los vectores de observaciones de la variable dependiente  $y_1, y_2$ , las matrices de información de las variables independientes  $X_1, X_2$  de  $n_1 \times K$  y  $n_2 \times K$ , respectivamente, donde los coeficientes fijos son expresados por  $K_1$  y los variables por  $K_2$  de forma tal que  $X$  tiene dimensiones  $n \times K_1$ ,  $\beta$  tiene dimensiones  $K_1 \times 1$ ,  $X_1$  de  $n_1 \times K_2$  y  $\beta_1, \beta_2$  de dimensión  $K_2 \times 1$ :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \rho W \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \quad (19)$$

donde  $\rho$  es el coeficiente espacial autorregresivo fijo, asociado a una variable dependiente  $W$  y rezagada espacialmente. El término de error presenta un proceso espacial autorregresivo expresado por:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{bmatrix} &= \lambda W \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} && (20) \\ E = [\epsilon_1 \epsilon_1'] &= \Sigma_1 = \sigma_1^2 I_{n1} \\ E = [\epsilon_2 \epsilon_2'] &= \Sigma_2 = \sigma_2^2 I_{n2} \end{aligned}$$

Por último, en la mayoría de los casos con heterocedasticidad por grupos,  $\Sigma$  es una matriz diagonal que contiene los elementos  $\sigma_i$ , donde persiste la misma varianza de error en cada subconjunto o régimen.

En lo referente a las fuentes de datos, el trabajo empírico se basó en el análisis de datos de sección cruzada, donde las unidades representan inmuebles y sus características intrínsecas, extrínsecas, así como características demográficas, representadas por variables cuantitativas y cualitativas. Los criterios de selección de datos se basaron en la pertinencia de éstos para el estudio de los precios inmobiliarios, su disponibilidad, confiabilidad y utilidad para explicar el fenómeno en la zona urbana de Tijuana en un periodo reciente. A continuación se describen el origen, las características y el tratamiento aplicado al conjunto de unidades de información.

Las principales fuentes de información para este trabajo se dividen en dos tipos de conjuntos de datos: los primeros elaborados por fuentes oficiales y los segundos recopilados de manera personal para esta investigación con técnicas de extracción de datos de la web. En el primer grupo se encuentran tres fuentes: los censos de población y vivienda realizados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI); la Valuación de Zonas Homogéneas, elaborada por expertos en valuación para la Dirección Municipal de Catastro del Ayuntamiento de Tijuana, y en tercer lugar, las valuaciones promedio por código postal de la Sociedad Hipotecaria Federal (SHF), donde se observa la tendencia de los precios promedio por código postal en Tijuana para el periodo 2005-2015 (véanse anexos A y B).

Respecto a la temporalidad, en esta investigación se empleó el censo de 2010 en sus indicadores pertenecientes a los temas población y migración, el conjunto de datos de Valuación de Zonas Homogéneas del año 2000 al 2015 del Ayuntamiento de Tijuana y los índices y valuaciones promedios de 2005 a 2015. Los datos de precios de venta y las características de productos inmobiliarios fueron extraídos de las publicaciones en páginas web especializadas correspondientes a la oferta de inmuebles dentro del área geográfica de estudio del último cuatrimestre de 2017 a febrero de 2018. A continuación se describen las principales características de ambos grupos de datos.

El conjunto de datos del Censo de Población y Vivienda 2010 para el municipio de Tijuana consta de 573 áreas geoestadísticas básicas (AGEB) urbanas y 19,965 manzanas urbanas clasificadas por el INEGI, para este estudio se utilizaron los datos al nivel desagregado de AGEB. Los indicadores considerados pertenecen al tema migración del cuestionario básico en sus variables *mig7\_r*, personas nacidas en otro país por cada 100 personas residentes en la entidad; y *mig15\_r*, personas de 5 a 130 años de edad que en junio de 2005 residían en Estados Unidos por cada 100 personas de 5 a 130 años de edad residentes en la entidad, ambas expresadas como porcentaje de la población. Para el análisis exploratorio de datos se calcularon los estadísticos básicos para dichas variables.

Entre las fuentes secundarias, el segundo grupo de información es el conjunto de datos de Valuación de Zonas Homogéneas 2000-2015, elaborado por un grupo de valuadores para el Ayuntamiento de Tijuana. El proyecto incluyó un manual de procedimientos y un sistema de actualización de valores unitarios de las construcciones para definir las zonas homogéneas. Por el método comparativo de mercado, obtuvieron los valores comerciales de los inmuebles y terrenos, mediante el cálculo del factor de comercialización y del valor residual del terreno (Grajeda Guzmán, 2001).

Este conjunto de datos contiene las características evaluadas para zonas homogéneas delimitadas por la autoridad municipal para el cobro del impuesto predial. A estas fuentes de información se les aplicaron técnicas de procesamiento de datos que consistieron en diferentes pasos; en primer lugar, la transformación de las variables no numéricas a categorías ordinales o nominales, según el caso, para expresar las características cualitativas de las mismas. Después se normalizaron los datos mediante el proceso de centrar y reducir, para realizar comparaciones independientes de la unidad de medida, y por último, se integraron los datos.

Puesto que el conjunto de datos de la Valuación de Zonas Homogéneas 2000-2015 presenta 43 categorías, para facilitar el análisis y evitar problemas de multicolinealidad se realizó la matriz de correlaciones entre las variables y se aplicó el análisis de componentes principales para reducir el número de datos que comparten factores subyacentes; de las 43 características de las zonas homogéneas, el resultado arrojó cinco componentes de la extracción. Los factores resultantes se emplearon para el estudio de las características urbanas en una etapa ulterior de la investigación.

En el segundo grupo de fuentes de información se encuentran los datos obtenidos específicamente para esta investigación con técnicas de extracción de datos de la web. A partir de los anuncios publicados en páginas de internet

especializadas en la compra-venta de bienes raíces, después de aplicar diversos ejercicios de extracción durante el periodo de agosto de 2017 a febrero de 2018. En este conjunto de datos el procesamiento consistió inicialmente en la limpieza de ellos para eliminar observaciones repetidas, que no corresponden al área delimitada de estudio ni contienen información de precio, la variable que se busca explicar.

Para el análisis, el grupo de datos de precios inmobiliarios se dividió por subproducto en casas y terrenos. El primero incluye cuatro tipos principales de construcción por inmueble: casa, departamento, oficina y local, además de bodegas; el segundo consiste en terrenos sin construcciones significativas. El tamaño de muestra se calculó con base en 1,486 propiedades ofertadas en los sitios web especializados, que incluyen casas y terrenos, que a su vez incluyen un universo de  $N = 1,250$  propiedades con construcciones significativas. Con un nivel de confianza del 99 por ciento y  $k = 2.58$ , una proporción equilibrada de casos que contienen la característica de estudio de  $p = 1 - q$  y un error muestral de  $e = +/-5$  por ciento, el tamaño de muestra es de  $n = 435$ . Por lo tanto, las 455 observaciones a las cuales se les aplicó el modelo propuesto representan una muestra significativa estadísticamente con un 99 por ciento de confianza.

Posteriormente se realizó la transformación de datos de las variables de texto a dicotómicas, así como de las variables de precios expresados en pesos mexicanos (MXN) a dólares estadounidenses (USD) y viceversa, al tipo de cambio presente en las propiedades que tienen ambos datos, siendo este igual a 17.75804 MXN por USD. Después se realizó la integración de los datos con el fin de compendiar en una sola tabla toda la información con los campos de variables comunes de las observaciones.

Por último, se aplicaron los modelos conforme a las especificaciones antes mencionadas, modelo de MCO, modelo de SLM, modelo de SEM, modelo de rezago y error espacial, bajo los supuestos de homocedasticidad y de heterocedasticidad, y el modelo de regímenes espaciales con error y rezago espacial bajo los supuestos de homocedasticidad y de heterocedasticidad. Asimismo, se aplicaron las pruebas correspondientes para asegurar la obtención de los mejores estimadores insesgados.

De este modo, la metodología propuesta apunta a la representación de las relaciones entre las variables que explican el precio de los bienes inmuebles como una aproximación que busca reproducir de manera simplificada un fenómeno complejo (Dubé y Legros, 2014), que depende del comportamiento humano. Por otro lado, la validación teórica de la especificación del modelo de rezago y error espacial se fundamentan en la interacción social y las relaciones recíprocas de los agentes económicos (Anselin y Lozano Gracia, 2009).

## ANÁLISIS DE RESULTADOS

En este apartado se presentan los resultados de la investigación de los precios de propiedades en la zona urbana de Tijuana. Desde el análisis exploratorio de datos, pasando por el análisis confirmatorio, la aplicación de pruebas estadísticas, la estimación de los modelos correspondientes, los resultados, la calibración del modelo y la evaluación del mismo en torno a su capacidad de explicar el fenómeno en estudio.

La aplicación consistió en la estimación de un modelo restringido con el cual comparar los modelos subsecuentes. La calibración del modelo obedeció a criterios de su adecuación a los datos disponibles de forma consistente con la teoría económica, bondad de ajuste, significatividad individual de las variables, significatividad conjunta de todas las variables del modelo, valores de los parámetros, coherencia en los datos, confiabilidad de los estimadores y capacidad explicativa de los resultados.

El análisis exploratorio mostró una distribución asimétrica positiva en la variable dependiente precio en pesos mexicanos (*pricemxn*), al igual que en las variables independientes de superficies del terreno y de la edificación *terr\_m2* y *constr\_m2*. A partir del análisis espacial ESDA, se detectó un comportamiento agrupado en las variables de interés, el estadístico de Moran I encontró autocorrelación espacial global en el análisis univariado y bivariado.

En cuanto al estadístico local de autocorrelación espacial (LISA), se encontraron conglomerados significativos para la variable endógena *pricemxn*, y las variables explicativas demográficas *mig7\_r* y *mig15\_r* en las mismas áreas de la zona urbana de Tijuana, la zona costa, zona Río y zona dorada. Dichos resultados fueron confirmados con el estadístico local de Geary.<sup>10</sup>

Por medio del análisis de componentes principales, se definió la estructura subyacente a las características del vecindario o colonia, recogidas en cinco factores, que representan los atributos clasificados en la valuación de catastro de las zonas homogéneas de la ciudad de Tijuana. El estudio de la adecuación muestral con la prueba de esfericidad de Bartlett con base en correlaciones y el resultado del estadístico de adecuación de muestreo Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), permitieron corroborar la pertinencia y conveniencia de aplicar este método de reducción de dimensión de los datos. Los factores

<sup>10</sup> El coeficiente de Geary es similar al coeficiente de Moran I, pero en lugar de enfocarse en las desviaciones de la media, examina las desviaciones de cada área de observación en relación con otra. Este coeficiente oscila entre cero y dos (Tsai, 2005).

encontrados, resultado de la combinación de las variables originales, fueron renombrados en función de su composición como se describe a continuación:

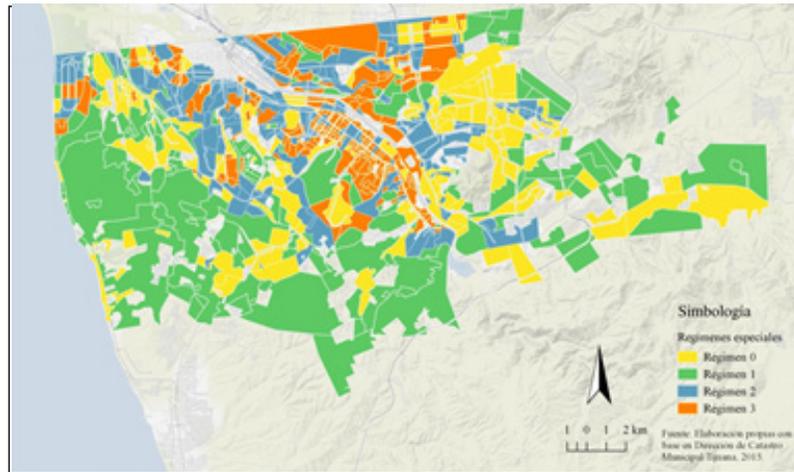
- Factor 1. Infraestructura, servicios básicos, escuelas y centros de entretenimiento. Este componente engloba la disponibilidad de infraestructura y servicios públicos como agua, drenaje, banquetas, guarniciones, etc., así como la conexión de redes de telecomunicaciones. De igual modo, incluye la cercanía y disponibilidad de equipamiento urbano, entre las que destacan las escuelas, hospitales y centros de entretenimiento como cines y teatros.
- Factor 2. Comercios y servicios. Comprende la proximidad y el acceso a edificaciones que concentran actividades terciarias de tipo público y privado, particularmente centros comerciales, clínicas y escuelas técnicas.
- Factor 3. Prestigio. Esta variable sintetiza una serie de atributos implícitos, relacionados con la buena ubicación relativa y la valoración de características no observables directamente asociadas a un mayor nivel socioeconómico de sus residentes.
- Factor 4. Comercios y servicios pequeños. Incluye equipamiento urbano de mediano o pequeño tamaño para satisfacer la demanda local de la colonia o vecindario, como consultorios y tiendas. Asimismo, incluye la presencia de un número elevado de terrenos baldíos en la zona homogénea.
- Factor 5. Acceso vial principal. La variable predominante de este factor representa la calidad y el acceso a vialidades en el área, a la vez que incluye la disponibilidad de transporte público y presencia de servicios de vigilancia.

La varianza total explicada por los componentes principales arriba descritos recoge un 33.517 por ciento de la varianza común en el primer factor y un 14.558 por ciento en el segundo, lo que representa un total de 48.076 de varianza acumulada y un 48.163 por ciento después del reescalado de los componentes principales.

El mapa 1 muestra la ubicación de los dos primeros factores en una clasificación de cuatro categorías, las cuales ilustran las zonas homogéneas según sea la combinación de los factores 1 y 2, a la vez que representan los regímenes espaciales o submercados que se describen más adelante. El régimen 0 muestra en color amarillo las áreas que están por arriba de la media para ambos factores, el régimen 1 indica en verde las zonas homogéneas por arriba de la media en el factor 1 y por debajo en el factor 2, el régimen

2 en azul es la combinación inversa a la anterior y el régimen 3 muestra en naranja los vecindarios por debajo de la media en ambos factores.

Mapa 1. Características del vecindario, zonas homogéneas de Tijuana, 2015.  
Regímenes espaciales con promedios de factores comunes 1 y 2



Fuente: Elaboración propia con base en Dirección de Catastro Municipal Tijuana, 2015.

La distribución de los factores comunes en las zonas homogéneas permite identificar la naturaleza espacialmente heterogénea de los atributos de los vecindarios en Tijuana. Estas diferencias, interpretadas como características que definen submercados, sirven como variable régimen para la estimación del modelo de regímenes espaciales o cambio de régimen espacial.

Conceptualmente, la calibración del modelo se dio a partir del modelo de precios hedónicos, bajo el supuesto básico de que el precio de mercado de un bien complejo es una función de la utilidad, en donde el comprador obtiene una utilidad al consumir una cantidad determinada de cada uno de los atributos que lo componen. En el mismo sentido, el precio es una función de la ganancia que el vendedor obtiene de ella (Thériault y Des Rosiers, 2011). Este precepto proviene de la teoría microeconómica y concuerda con el supuesto del mercado inmobiliario, que implica la compra-venta de bienes complejos cuyas particularidades son difíciles de aislar, en donde el valor se expresa por la suma de las ventajas relacionadas con los atributos intrínsecos o estructurales y las externalidades relacionadas con la ubicación del producto.

El modelo propuesto tiene el objetivo de identificar las variables observables que representan los atributos subjetivos valorados en la decisión de los agentes económicos participantes en el mercado inmobiliario en la zona urbana de Tijuana. Para ello se propone un modelo con un tipo de ecuación de comportamiento que exprese dicha relación o conducta de la forma siguiente:

$$\begin{aligned} \text{pricemxn}_i = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{location}_i + \beta_2 \cdot \text{location}_1 + \beta_3 \cdot \text{type}_i + \beta_4 \cdot \text{terr}_m2_i + \\ & \beta_5 \cdot \text{constr}_m2_i + \beta_6 \cdot \text{rooms}_i + \beta_7 \cdot \text{bath}_i + \beta_8 \cdot \text{car}_space_i + \beta_9 \cdot \text{indoor}_fea_i + \\ & \beta_{10} \cdot \text{outdoor}_fe_i + \beta_{11} \cdot \text{densiageb}_i + \beta_{12} \cdot \text{mig7}_r + \beta_{13} \cdot \text{mig15}_r + u_i \quad (21) \end{aligned}$$

Como resultado del modelo de precios hedónicos o modelo restringido, se obtuvieron coeficientes muy significativos con un valor  $p < 0.01$  para las variables *location\_1*, *type*, *constr\_m2*, *rooms*, *densiageb*, *mig15\_r* y *mig 7\_r*. Respecto a la bondad del ajuste, se obtuvo un coeficiente de determinación de 0.714259, y un  $R^2$  ajustado de 0.705835, lo cual indica que el modelo propuesto permite explicar en un 70.5 por ciento el precio de la propiedad en venta (cuadro 2).

Por otro lado, se obtuvieron coeficientes no significativos para las variables *location\_1*, *bath* y *outdoor\_fe*; sin embargo, se mantienen en el modelo ya que tras aplicar las pruebas de variables redundantes y variables omitidas, se comprobó su significatividad conjunta en el modelo. La prueba de especificación de variables omitidas consistió en comparar el modelo restringido con el modelo que incluye la variable omitida en el modelo anterior, mediante el diagnóstico del coeficiente o razón de verosimilitud LR, en el cual se eligió el modelo con el valor menor.

Dado lo anterior, no se rechaza la hipótesis nula de correcta especificación en el modelo propuesto, en el cual se incluyeron las variables poco significativas mencionadas anteriormente, en comparación con un modelo que las omite. En cuanto a la prueba de especificación para variables redundantes, la hipótesis nula propone la no significancia conjunta de las variables por examinar. Se aplicó la prueba de razón de verosimilitud al modelo restringido frente al modelo irrestricto, que incluyó las variables que arrojaron coeficientes no significativos en el modelo MCO y no se rechazó la hipótesis de que dichas variables repitan información, es decir, no son redundantes.

Respecto a la posible endogeneidad, se realizó la prueba de Hausman, en que la hipótesis nula es la ausencia de correlación entre las variables independientes y los residuos. Para esta prueba se estimó la variable dependiente (*pricemxn*) o *pricemxnf*; dicha variable estimada se incluyó en un nuevo modelo como variable explicativa, y como variable dependiente se seleccionó aquella que se cree presenta problemas de simultaneidad. Se contrastó el estadístico de prueba  $t$  con el valor crítico y como resultado no se rechaza la hipótesis de ausencia de correlación entre estas variables. Para corroborar el resultado, se realizó la prueba de Pindyck Rubinfeld (Guajarati y Porter, 2010), en la cual se comparó el valor del estadístico  $t$  en un modelo que incluye los residuales entre las variables explicativas. Como resultado, no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de endogeneidad en el modelo.

Concerniente a la prueba de multicolinealidad entre las variables independientes, se realizó el cálculo del factor de inflación de la varianza (VIF) para detectar el grado de colinealidad de cada coeficiente. En general, se establece como valor límite  $VIF > 10$ , lo que indicaría una alta multicolinealidad; no obstante, en los trabajos aplicados de precios inmobiliarios se sugiere establecer un máximo de cinco, puesto que las variables binarias son menos sensibles a este indicador (Thériault y Des Rosiers, 2011). Los resultados obtenidos de VIF centrado para el modelo propuesto no superaron el valor de 2.5, por lo cual no existe tal problema en este estudio.

En cuanto a la dependencia espacial, después del ESDA se detectó autocorrelación espacial en las variables; producto de ello, se evaluó el comportamiento de los errores del modelo de precios hedónicos MCO o restringido. Por medio del análisis del Moran I de los residuos se confirmó el análisis exploratorio, es decir, si existe correlación espacial en los errores, con un comportamiento agrupado de los residuos del modelo MCO, así como para los valores predichos por el mismo, y para corregir dicho efecto se emplea la metodología espacial.

Para la corrección espacial de los errores se calculó el modelo de rezago espacial (SLM) y el modelo de error espacial (SEM). Al aplicar los modelos SLM y SEM, ambos logran corregir la autocorrelación espacial de los errores, ya que los residuos presentan un comportamiento aleatorio, en comparación del comportamiento agrupado en el modelo MCO.

Por otra parte, tanto el modelo SLM como el modelo SEM pueden aplicarse en conjunto mediante un modelo mixto conocido como modelo combo o modelo de rezago y error espacial. Una especificación de esta naturaleza supone efectos de correlación espacial entre las unidades y dependencia espacial entre los residuales con estimación por el método generalizado de momentos. Asimismo, el modelo combo puede aplicarse bajo el supuesto de homocedasticidad (HOM) o de heterocedasticidad (HET). Las diferencias de los resultados obtenidos en ambos modelos estriban principalmente en los errores estándar (cuadro 2), el modelo combo HOM sobreestima los errores estándar en las variables *location\_l*, *terr\_m2*, *mig7\_r* y *mig15\_r*, mientras que el modelo combo HET los sobreestima para *constr\_m2* y *rooms*, y en menor grado para la variable rezagada *w\_pricemxn*.

Cabe señalar que en ambos modelos los coeficientes son iguales en la dirección, y las magnitudes varían muy poco; en general, los dos modelos están bien especificados y permiten explicar en un 75.97 por ciento el precio de las propiedades en función de las variables presentadas. Las principales diferencias en los coeficientes fueron en el modelo combo homocedástico, don-

de la variable *type* es muy significativa con un valor  $p < 0.01$ , mientras que en el modelo combo heterocedástico esta variable no es relevante, y aumenta la significatividad de la variable *location\_l*, es decir, la latitud u orientación norte sur con un valor  $p < 0.05$ . Por otra parte,  $\lambda$  es poco significativa con un  $p < 0.10$  en el modelo combo HOM, mientras que no es significativa en el modelo combo HET.

A raíz de estos resultados, conviene señalar que el fenómeno de la heterocedasticidad, el cual implica que la varianza de los términos de error, no es constante a lo largo de las observaciones, está asociado a modelos con unidades de sección cruzada como este. Por su naturaleza heterogénea, presenta diferencias en la dispersión de los residuos y lleva a errores en el cálculo de la matriz de varianzas y covarianzas. Al corregirlo se obtienen estimadores más eficientes con varianza mínima.

La heterocedasticidad por causa estructural o por la naturaleza de los datos de corte transversal también puede estar acompañada de heterocedasticidad por grupos, lo que implica diferencias sistemáticas entre las observaciones dadas sus características, con lo cual el modelo contiene diferentes varianzas de error desconocidas por estimar para cada grupo. En este caso se suponen diferencias entre los submercados o grupos con diferentes dotaciones de características del vecindario presentes en este estudio.

Con el fin de detectar y resolver este tipo de heterocedasticidad, se aplicaron dos modelos de regímenes espaciales, uno bajo el supuesto de homocedasticidad estructural y el otro en el supuesto contrario. Con el modelo de cambio de régimen se calculó un modelo para cada grupo, para encontrar variaciones entre los coeficientes y detectar las variables que tienen efectos fijos a lo largo de todos los regímenes.

En general, el modelo combo de regímenes espaciales homocedástico HOM (cuadro 3) y el heterocedástico HET (cuadro 4) tienen un mejor desempeño general y un mayor nivel explicativo que los modelos sin cambio de regímenes espaciales. En particular, la especificación del modelo del régimen 1 y el régimen 3 para ambos modelos tienen un coeficiente de determinación alto, con un 0.888 y 0.8197 para el modelo HOM y de 0.8879 (véase anexo C) y 0.8201 para el modelo HET (véase anexo D), respectivamente.

Cuadro 2. Resultados de estimación de modelos OLM, SLM, SEM y combo

Modelo	OLS	Spatial Lag SLM	Spatial error SEM	Combo HOMa	Combo HETb
CONSTANT	-624489729*** (-180528368.11)	-164280000 (-171862000)	-758711000*** (259879000)	-12666365.8 (156738238.66)	-12073495.9 (150140546.31)
LOCATION_L	1845920.603 (-3160294.59)	-3497780 (-2918190)	2082630 (4866020)	-5103181.67* (2610175.42)	-5107485.26** (2417752.16)
LOCATION_1	-4825138.99*** (-1263976.04)	-2367220** (-1182230)	-5910130*** (1925940)	-1514390.86 (1056036.98)	-1510508.2 (1024593.65)
TYPE	660593.9572*** (-179845.15)	565985*** (-163248)	571078*** (167143)	526003.622*** (160748.16)	525690.121 (433143.88)
TERR_M2	422.7647432** (-193.92)	460.948*** (-175.612)	449.804*** (172.06)	452.710417*** (174.51)	.372464*** (131.39)
CONSTR_M2	16781.0924*** (-830.18)	15232.4*** (-770.874)	15447.4*** (773.98)	14623.3991*** (778.45)	14619.2048*** (1294.44)
ROOMS	-310503.9589*** (-70614.07)	-233391*** (-64273.8)	-237481*** (64571.7)	-211306.969*** (64153.95)	-211248.651*** (78819.15)
BATH	-42351.67471 (-72178.27)	-67763.3 (65392.3)	-63091.6 (65655.7)	-74439.674 (64763.93)	-74445.3448 (86630.64)
CAR_SPACES	-103701.55* (-57243.56)	-55515.3 (52120.9)	-87118.5 (53363.7)	-37552.8525 (51276.35)	-37450.6244 (52575.97)
INDOOR_FEA	386405.3402* (-202778.47)	294090 (183919)	331502* (187461)	254639.522 (181308.61)	254341.871 (212768.86)
OUTDOOR_FE	299409.8176 (-224949.73)	160343 (204049)	158366 (211090)	129277.303 (200173.21)	129329.073 (224589.02)
DENSIAGEB	-6438.352434*** (-2377.63)	-2601.62 (2219.66)	-6967.86*** (2608.22)	-1022.00914 (2070.62)	-1011.87109 (1566.28)

## Continuación Cuadro 2

Modelo	OLS	Spatial Lag SLM	Spatial error SEM	Combo HOMa	Combo HETb
MIG7_R	184131.2306*** (-25200.51)	104964*** (24142.4)	127612*** (28107.4)	79718.7913*** (23820.75)	79617.9674*** (21615.35)
MIG15_R	-280150.7924*** (-55679.91)	-148877*** (52088.1)	-183823*** (62055)	-107598.302** (50242.60)	-107440.409** (45139.55)
W_PRICE MXN		0.385021*** -0.04		0.5175806*** (0.049)	0.5181959*** (0.07)
LAMBDA				-0.1509287* (0.08)	-0.1507414 (0.10)
R2		0.758222		0.7597	0.7597

Notas: N = 455. Errores estándar entre paréntesis. R2 para modelo OLS y pseudo R2 para los demás modelos.

a) Combo HOMa refiere al modelo mixto SLM + SEM bajo el supuesto de homocedasticidad.

b) Combo HET refiere al modelo mixto SLM + SEM bajo el supuesto de heterocedasticidad.

\*, \*\* y \*\*\* representan el nivel de significancia  $p < 0.10$ ,  $0.05$  y  $0.01$ , respectivamente.

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 3. Resultados de estimación, modelo combo de regímenes espaciales (HOM)

	Régimen 0	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3	Prueba de Chow Valor	Prueba de Chow Probabilidad
CONSTANT	-33673314.25 (-299582361.2)	-750953474.3* (387330454.98)	-65912289.94 (262519604.96)	728666467.5 (713790326.45)	4.174	0.2432
LOCATION_L	-5045867.438 (-4504914.68)	247739.2052 (8339666.52)	171596.2917 (4728862.90)	-18730183.76 (12937621.14)	2.286	0.5153
LOCATION_1	-1678685.502 (-1827962.63)	-6320937.20*** (2209028.25)	-516027.4389 (1994882.60)	1048519.98 (5200258.47)	4.638	0.2003
TYPE	-43632.24298 (-243462.25)	2437239.699*** (361694.51)	-426526.661* (245752.59)	1035625.043** (422210.96)	48.535***	0
TERR_M2	316.0588777 (-517.81)	321.2387807** (138.11)	281.6537845 (296.68)	9472.71512*** (1923.36)	22.598***	0
CONSTR_M2	11363.6568*** (-1454.67)	11600.0742*** (1744.83)	15045.0837*** (1334.38)	5464.12485** (2633.55)	11.536***	0.0092
ROOMS	-67343.53077 (-83730.67)	426518.0894*** (157113.5)	-153100.8191 (103131.28)	-498689.986*** (167020.23)	17.202***	0.0006
BATH	-79422.36994 (-95933.05)	-14741.32007 (129919.04)	4991.177043 (94578.61)	120211.4505 (173492.69)	1.103	0.7764
CAR_SPACES	45143.6061 (86798.17)	-48680.61798 (61869.36)	-23075.34248 (83450.56)	-572328.54*** (175659.71)	10.148**	0.0173
INDOOR_FEA	90780.62555 (255026.24)	-221124.9987 (365702.60)	522401.8286** (235937.34)	372914.6764 (556815.996)	3.421	0.3312
OUTDOOR_FE	509575.1368 (342152.67)	-144342.2624 (341694.49)	-157642.4373 (241539.20)	1065703.475* (605410.37)	5.623	0.1315
DENSIAGEB	1424.051773 (3169.25)	-2971.777317 (4098.31)	-6089.99026** (2973.42)	-699.1843598 (8684.49)	3.046	0.3846
MIG7_R	52487.55929 (44534.97)	29431.93329 (51249.31)	64555.31867 (39588.48)	241590.4949*** (65383.36)	7.6*	0.055
MIG15_R	26160.18728 (112935.83)	-110593.2438 (105401.26)	-105173.8675 (69137.49)	-169686.3361 (208815.04)	1.277	0.7345

	Régimen 0	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3	Prueba de Chow Valor	Prueba de Chow Probabilidad
W_PRICE MXN	0.6037765*** (0.10098)	0.2307465** (0.11590)	0.4473704*** (0.08083)	0.4390665*** (0.10483)	5.893	0.1169
LAMBDA	0.1950878 (0.14334)	0.2681373** (0.12816)	0.1234827 (0.09042)	-0.0858484 (0.16433)	3.069	0.381
Pseudo R2	0.7944	0.888	0.7823	0.8197		
Observaciones	125	63	169	98		
Global test					189.624	0

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Modelo combo refiere al modelo mixto SLM + SEM.  
Matriz de pesos espaciales de contigüidad tipo reina de primer orden.  
\*, \*\* y \*\*\* representan el nivel de significancia  $p < 0.10$ ,  $0.05$  y  $0.01$ , respectivamente.  
Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4. Resultados de estimación, modelo combo de regimenes espaciales (HET)

	Régimen 0	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3	Prueba de Chow Valor Probabilidad
CONSTANT	-74957225.17 (251981798.6)	-752376633.6* (431713082.5)	-55425152.83 (240348719.4)	608154134.01 (680120618.8)	3.396 0.3345
LOCATION_L	-4667530.904 (4084959.78)	264070.5253 (7658635.45)	100821.29548 (4454183.32)	-18108964.07* (9396443.17)	3.393 0.3349
LOCATION_1	-1926998.654 (1690660.73)	-6328572.89** (2561842.98)	-445881.2547 (1831325.19)	189876.5009 (4523921.17)	3.806 0.2831
TYPE	-47159.85256 (309234.74)	2436976.59*** (544634.30)	-425165.192** (202426.84)	1064708.664* (598121.52)	27.622*** 0
TERR_M2	327.1998502 (508.8779)	321.543266*** (87.1366)	276.8728468** (130.40546)	9646.29882*** (2680.0698)	12.214*** 0.0067
CONSTR_M2	11394.6235*** (3065.0030)	11601.1914*** (3085.1511)	15038.7065*** (1477.7781)	5530.956395 (3600.4045)	6.685* 0.0827
ROOMS	-66176.20014 (70463.7310)	426859.3172** (169325.018)	-153966.84188 (101009.19)	-516601.011*** (150292.894)	17.875*** 0.0005
BATH	-80613.23469 (137730.068)	-14704.00214 (122471.63)	4757.3327186 (94250.17)	154652.6748 (153089.68)	1.367 0.7133
CAR_SPACES	46329.31701 (129712.995)	-48724.4186 (40183.01)	-21586.912841 (98239.35)	-577159.158*** (144974.62)	13.564*** 0.0036
INDOOR_FEA	100209.7043 (334667.4272)	-222226.3117 (339662.72)	521203.1747** (258803.70)	405330.4978 (349847.46)	3.428 0.3302
OUTDOOR_FEA	506733.6134 (391411.153)	-143397.3094 (314135.64)	-162232.0033 (237592.22)	991380.9057* (509197.93)	5.936 0.1148
DENSIAGEB	1310.754492 (2290.64228)	-2974.175366 (3318.0229)	-6046.75928** (2393.3759)	-838.9033854 (6125.9055)	5.033 0.1694
MIG7_R	57100.24059 (44842.7298)	29441.15486 (47174.624)	64513.77922 (41041.257)	239529.735*** (51097.35)	11.134** 0.011

Continúa cuadro 4

	Régimen 0	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3	Prueba de Chow Valor Probabilidad
MIG15_R	11534.03161 (125810.6088)	-110652.9028 (92200.339)	-102875.4228* (55235.2010)	-209614.8757 (191122.19)	1.125 0.7712
W_PRICE MXN	0.5830056*** (0.09686)	0.230396* (0.12716)	0.4521472*** (0.10497)	0.4106929*** (0.13901)	4.943 0.176
LAMBDA	0.2174024 (0.17078)	0.2620092** (0.12493)	0.1229462 (0.08537)	0.0417382 (0.18871)	1.361 0.7147
Pseudo R2	0.7937	0.8879	0.724	0.8201	
Observaciones	125	63	169	98	
Global test					185.261 0

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Modelo combo refiere al modelo mixto SLM + SEM. Matriz de pesos espaciales de contigüidad tipo reina de primer orden. \*, \*\*, y \*\*\* representan el nivel de significancia  $p < 0.10$ ,  $0.05$  y  $0.01$ , respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

Respecto a las diferencias, el modelo HET tiene en general errores estándar más pequeños que el modelo HOM. En cuanto a los coeficientes, el modelo HOM no encuentra significativas las variables *terr\_m2* y *mig15\_r* para el régimen 2, y la variable *location\_l* para el régimen 3, mientras que en el modelo HET las tres tienen un nivel de significancia del 0.05, 0.10 y 0.10, respectivamente. Por su parte, el modelo HET no encuentra significativa la variable *constr\_m2* para el régimen 3, mientras que para el modelo HET tiene un valor  $p < 0.05$ .

El análisis de los resultados de la prueba de Chow para estos modelos permite determinar cuáles parámetros son específicos, es decir, que varían en cada régimen, y cuáles son globales o los comparten todos los modelos. La prueba de estabilidad estructural, conocida como prueba de Chow, es una prueba paramétrica en los modelos de regresión que permite identificar si los valores de los parámetros en un modelo permanecen constantes o varían; tradicionalmente se aplica a series de tiempo, pero en el contexto del análisis espacial supone que no hay diferencias entre las unidades espaciales (Guajarati y Porter, 2010). Por tanto, la hipótesis nula planteada es que los coeficientes de los parámetros en todos los regímenes son iguales.

Los resultados de la prueba de Chow globales tanto en el modelo HOM como en el modelo HET son significativas e indican que no se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad general entre los diferentes regímenes. Sin embargo, los resultados de la prueba de estabilidad estructural individual indican que las variables *type*, *terr\_m2*, *constr\_m2*, *rooms*, *car\_space* y *mig7\_r* son significativas y presentan cambios entre los regímenes. Este resultado refuerza la propuesta de aplicar un modelo de cambio de régimen espacial para atender las diferencias individuales que resultan de la estimación de los coeficientes de las variables cuando las observaciones se agrupan por características del vecindario similares.

Recapitulando, el espacio geográfico es heterogéneo por definición, puesto que cada ubicación es diferente como resultado de procesos naturales y antropogénicos; al mismo tiempo, los lugares se diferencian en su estructura debido a sus características y los procesos de concentración y dispersión de las actividades humanas. Por tanto, el estudio de los fenómenos económicos en el territorio requiere de un planteamiento que reconozca y distinga la complejidad de las relaciones entre las variables geográficamente distribuidas, propensas a presentar problemas de dependencia espacial, heterocedasticidad y endogeneidad, entre otras situaciones.

Además, el estudio de los precios implícitos suele lidiar con estas mismas dificultades, que afectan el comportamiento de los residuos a causa,

entre otras cosas, del comportamiento tendiente a elegir de manera simultánea precios y atributos deseables. Por tanto, una investigación de esta naturaleza requiere de la aplicación de técnicas econométricas que ajusten el modelo propuesto en función de las características propias del análisis de precios hedónicos y que sean consistentes con la teoría de la economía urbana. Los supuestos teóricos aplicados al mercado inmobiliario son distintos de las premisas de otros mercados, con un comportamiento más parecido a la competencia perfecta; por ello se relajan algunos supuestos.

En virtud de lo anterior, la evaluación de la conveniencia y el potencial explicativo del modelo dependen de su capacidad para interpretar las relaciones subyacentes al proceso de valuación de atributos y toma de decisiones de compra-venta que motivan a los agentes económicos. El modelo propuesto tiene alcances que apuntan a la capacidad de captar en los coeficientes, asociados a los atributos, la disposición de pagar por disfrutar de distintas cualidades, tangibles o intangibles, sujetas a la percepción subjetiva del mercado.

En definitiva, los resultados del análisis de los precios de las propiedades presentados permiten comprender mejor las características del mercado de bienes raíces en una zona urbana fronteriza enmarcada por una dinámica de migración y crecimiento demográfico. Además, con este estudio fue posible identificar la existencia de submercados diferenciados por particularidades del vecindario en la ciudad de Tijuana utilizando una metodología aplicable a otros mercados de características similares.

## CONCLUSIONES

La investigación de los precios en el mercado inmobiliario de la zona urbana de Tijuana tuvo como objetivo identificar las características intrínsecas, extrínsecas y demográficas que determinan el precio del suelo a partir de la relación entre las variables observables y sus precios implícitos, determinados por la valoración de los atributos internos de los inmuebles, las particularidades del vecindario y las características de sus habitantes; en particular, los rasgos demográficos relacionados con la migración, mismos que han sido poco explorados en investigaciones aplicadas a los mercados de bienes raíces en ciudades fronterizas.

El interés por considerar las características demográficas asociadas a la migración en el mercado inmobiliario de Tijuana obedece a la importancia de su contexto de vecindad con el condado de San Diego y su relación con el

sur de California. Las condiciones de altos precios y baja asequibilidad de vivienda del lado estadounidense, aunadas al diferencial salarial, ubican a la oferta inmobiliaria de Tijuana como opción para algunos compradores potenciales de esa región.

A lo largo de esta investigación se examinó el mercado inmobiliario a partir de una perspectiva que considera la importancia de las particularidades de la población y la existencia de subsectores asociados a las diferentes dotaciones de servicios públicos para el estudio del comportamiento de este mercado heterogéneo. Asimismo, se consideró la importancia del análisis de los precios implícitos en la valuación que hacen los agentes económicos de los atributos observables.

La validación empírica consistió en el análisis exploratorio de datos en sus vertientes tradicional y espacial, mediante el cálculo de estadísticos y la aplicación de pruebas tendientes a detectar y corregir problemas de autocorrelación espacial, con el fin de obtener resultados confiables de estimadores insesgados. La elección de las variables y el modelo para la aplicación empírica estuvo guiada por el planteamiento teórico discutido a lo largo de las secciones de estado de la cuestión y de metodología, enmarcada en los conceptos de la economía regional y urbana.

En el análisis de la relación entre las variables del modelo se encontró un comportamiento geográficamente agrupado de los precios y las características demográficas consideradas en este estudio. Por otro lado, en la estimación de los modelos se identificó una relación significativa positiva entre las variables de atributos de las propiedades y los precios. Tras evaluar las diferentes técnicas empleadas y los modelos propuestos se llegó a la conclusión de que el modelo que logró explicar de manera más satisfactoria el precio de la propiedad en función de las características internas del inmueble, las particularidades del vecindario y las características demográficas en la zona urbana de Tijuana fue el modelo combo de regímenes espaciales bajo el supuesto de heterocedasticidad. Dicho modelo incluye rezago espacial, error espacial y cambio de régimen, para distinguir cuatro submercados presentes en el sector inmobiliario en función de sus características de infraestructura, equipamiento urbano, comercios y servicios.

Asimismo, la evaluación de la tesis central de esta investigación con base en los resultados del modelo permitió aceptar la influencia de las características demográficas captadas en las dos variables de migración: nacidos en otro país y personas que cambiaron su residencia de Estados Unidos a Tijuana en 2005. Este hallazgo concuerda con el hecho estilizado de las regiones fronterizas en las cuales se tiene la oportunidad de elegir entre dos

mercados en función de los ingresos y de los bienes materiales ofertados. De igual manera, se probó la importancia de la valoración subjetiva que hacen los agentes económicos de los atributos objetivos de los bienes inmuebles, en la que destaca la apreciación de las características.

La formación de los precios en el mercado de bienes raíces de la zona urbana de Tijuana es un tema relevante para la economía de la región, dado el incremento en el número de complejos inmobiliarios e inversiones en este sector. Es por ello que el estudio de este fenómeno es de vital importancia para el análisis del desarrollo económico, la planeación urbana y las políticas públicas en el área de estudio. Además, la rama del conocimiento de la economía urbana ha retomado una gran vigencia en estudios teóricos y aplicados, contexto en el cual se inscribe esta aportación.

El enfoque de este trabajo plantea un análisis a nivel vecindario que diferencia submercados identificados por la combinación de dotación de infraestructura y de servicios, así como de cercanía a comercios y servicios. Por otro lado, plantea la incorporación de variables demográficas tendientes a identificar características migratorias de los habitantes en un espacio urbano fronterizo. De este modo, el estudio contribuye con información trascendente para conocer los factores que determinan el precio de los productos inmobiliarios en un nivel desagregado por zonas homogéneas y categorizado por atributos.

Producto de los resultados de esta investigación, es posible brindar información relevante sobre el mercado inmobiliario de la zona urbana de Tijuana a partir de algunos estadísticos de la muestra y parámetros estimados. Si se toma como ejemplo una propiedad con las características de la mediana de la muestra, es posible calcular el precio estimado en cada modelo. De este modo, una vivienda en la posición central de la distribución del conjunto de datos se ubica en la latitud N32°5' y longitud O117°, a 3.3 kilómetros de Zona Río, a 5.8 kilómetros del Cruce Internacional de la Garita de San Ysidro y la Garita de El Chaparral, a 7 kilómetros de la Garita de Mesa de Otay, a 5 kilómetros del Aeropuerto Internacional de Tijuana, a 12.1 kilómetros de Playas de Tijuana, a 15.20 kilómetros de Playas de Rosarito y a 27.04 kilómetros del centro de San Diego. Representa un tipo casa independiente con 208 metros cuadrados de terreno y 150 metros cuadrados de construcción, con tres habitaciones y un baño completo, espacio de estacionamiento para un automóvil, en una zona con densidad promedio de 63 habitantes por AGEB, un aproximado de 7.3 personas nacidas en otro país y 2.2 que residían en Estados Unidos en 2005 por cada 100 habitantes.

Los resultados de las estimaciones para los datos arriba señalados son los siguientes: en el modelo MCO el valor de una propiedad de estas caracterís-

ticas es de 2,554,290.23 pesos mexicanos, precio menor que el calculado por el modelo SEM de 2,666,961.41 pesos y mayor que el estimado por el modelo SLM de 2,281,674.54 pesos, así como mayor que el precio de los modelos combo en su versión homocedástica con 2,191,120.12 y de 2,190,761.98 pesos en su vertiente heterocedástica. En los modelos combo de regímenes espaciales los precios obtenidos bajo el supuesto de homocedasticidad para cada régimen fueron: régimen 0, 2,137,795.25; régimen 1, 2,417,648.69; régimen 2, 2,326,115.50, y régimen 3, 1,482,063.21 pesos. Para el modelo que corrige la heterocedasticidad por cambio de régimen los valores calculados son: régimen 0, 2,156,453.18; régimen 1, 2,418,605.49; régimen 2, 2,322,382.51, y régimen 3, 1,495,451.72 pesos mexicanos.

Es importante señalar las diferencias de precios entre regímenes espaciales a partir de las mismas variables intrínsecas de la propiedad y demográficas. Es así que el modelo combo o de rezago y error espacial heterocedásticos muestra una diferencia de 923,153.77 pesos mexicanos entre el precio del régimen 1, el submercado mejor valuado para este ejemplo, y el régimen 3, el submercado más barato. Esta disparidad de precios se asocia a la valoración subjetiva de la dotación objetiva de infraestructura y servicios captados en el factor común 1, categoría para la cual el régimen 1 se encuentra por arriba del promedio y el régimen 3 por debajo del promedio de la muestra. Los resultados permiten dilucidar la influencia de los precios sombra del equipamiento urbano y los servicios públicos en el precio final.

Por otro lado, la diferencia del valor estimado entre el régimen 2 y el régimen 3 es de 826,930.79 pesos mexicanos. Esto coincide con la disparidad en el acceso a comercios y servicios que son captados en el factor común 2, medida para la cual el régimen 2 incluye zonas por arriba del promedio, mientras que el régimen 3 se ubica por debajo de la media. En general, el modelo combo de regímenes espaciales heterocedástico brinda resultados coherentes con la realidad que son consistentes con la teoría económica y el contexto del área de estudio, sin duda esta técnica brinda una alternativa viable para el estudio del mercado inmobiliario por submercados.

En virtud de lo señalado anteriormente, el estudio del comportamiento de los precios inmobiliarios en Tijuana, por el lado de la demanda, es un campo fértil para la investigación. Con base en los resultados encontrados, se recomienda continuar su estudio mediante la modelación hedónica a partir de líneas de investigación enfocadas en submercados específicos, así como el análisis de diversos fenómenos en la oferta y demanda inmobiliaria. Tal es el caso de los cambios en las políticas urbanas en México, que buscan privilegiar la densificación de las zonas centrales de las ciudades, el impacto de los baldíos y propiedades deterioradas en los precios de las propiedades

aledañas y en la captación de rentas públicas, y por último, la influencia en el volumen y tipo de demanda de vivienda por los cambios en los ciclos de vida de la población.

Para finalizar, pueden extraerse algunas recomendaciones de políticas públicas, producto de los resultados de este trabajo. A nivel local, se propone la implementación de un Observatorio del Mercado Inmobiliario de Tijuana, que compendie la información de la oferta del sector y permita el análisis de las tendencias en los precios, con el fin de facilitar la comparación de precios de bienes similares en el mercado. El establecimiento de un registro de ventas alimentado con información del Registro Público de la Propiedad y de Comercio en Baja California, tendiente a capturar información que permita elaborar un índice de precios de ventas repetidas para el mercado de vivienda local.

## REFERENCIAS

- Alarcón Cantú, E. (2000). *Estructura urbana en ciudades fronterizas: Nuevo Laredo-Laredo, Reynosa-McAllen, Matamoros-Brownsville*. Tijuana: El Colegio de la Frontera Norte.
- Alegría Olazábal, T. A. (2009). *Metrópolis transfronteriza. Revisión de la hipótesis y evidencias de Tijuana, México, y San Diego, Estados Unidos*. México: Miguel Ángel Porrúa.
- Alonso, W. (1964). *Location and land use. Toward a general theory of land rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models* (vol. 4). Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- Anselin, L. (2005). *Exploring spatial data with GeoDa: a workbook*. Illinois: University of Illinois.
- Anselin, L. y Lozano Gracia, N. (2009). Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. En Arbia, G. y Baltagi, B. H. (eds.), *Spatial econometrics: methods and models. Studies in empirical economics*. Heidelberg: Physica-Verlag Heidelberg.
- Anselin, L. y Rey, S. J. (2014). *Modern spatial econometrics in practice*. Chicago: GeoDa Press.
- Arreola, D. D. y Curtis, J. R. (1993). *The Mexican border cities: landscape anatomy and place personality*. Tucson: The University of Arizona.

- Balassa, B. (1964). The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Bataillon, C. (1983). Dos décadas de investigación urbana en México: análisis crítico y perspectivas. *Estudios Sociológicos*, 1(1), 151-160.
- Berndt, E. R. (1991). *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Massachusetts: Addison-Wesley Publishing Company.
- Bhagwati, J. (1984). Why are services cheaper in the poor countries? *Economic Journal*, 94, 279-286.
- Bohórquez Acevedo, I. y Ceballos Velázquez, H. (2008). Algunos conceptos de la econometría espacial y el análisis exploratorio de datos espaciales. *Ecós de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics*, 12(27), 9-34.
- Bourassa, S. C., Hoesli, M. y Peng, V. S. (2003). Do housing submarkets really matter? *Journal of Housing Economics*, 12, 12-28.
- Capello, R. y Nijkamp, P. (2004). *Urban dynamics and growth: advances in urban economics*. Amsterdam: Oxford Elsevier.
- Church, R. L. (2018). Tobler's law and spatial optimization: why Bakersfield? *International Regional Science Review*, 41(3), 287-310.
- Court, A. T. (1939). Hedonic price indexes with automotive examples. The dynamics of automobile demand (pp. 99-119). New York: General Motors.
- Cox, W. y Pavletich, H. (2018). 14th Annual Demographia International Housing Affordability Survey: 2018 Rating Middle-Income Housing Affordability. St. Louis. Recuperado de <http://www.demographia.com/dhi.pdf>
- DiPasquale, D. y Wheaton, W. C. (1996). *Urban economics and real estate markets*. New Jersey: Prentice Hall.
- Dubé, J. y Legros, D. (2014). *Spatial econometrics using microdata*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Epple, D. (1987). Hedonic prices and implicit markets: estimating demand and supply functions for differentiated products. *The Journal of Political Economy*, 95(1), 59-80.
- Fitch Osuna, J. M. (2013). Una aproximación a la evaluación del imaginario del turismo en las ciudades del conocimiento. *Diálogos Latinoamericanos*, 21, 68-88.
- Fitch Osuna, J. M. (2016). Patrón espacial del valor inmobiliario. *Ciudades*, 27(111), 10-17.
- Fitch Osuna, J. M. y García Almirall, P. (2008). La incidencia de las externalidades ambientales en la formación espacial de valores inmobiliarios: el caso de la región metropolitana de Barcelona. *ACE: Arquitectura, Ciudad y Entorno*, 6, 673-692.

- Fitch Osuna, J. M., Soto Canales, K. y Garza Mendiola, R. (2013). Valuación de la calidad urbano-ambiental. Una modelación hedónica: San Nicolás de los Garza, *Estudios Demográficos y Urbanos*, 28(2), 383-428.
- Fuentes Flores, C. M. (2001). El manejo del suelo urbano en las ciudades fronterizas mexicanas. *Comercio Exterior*, 51(3), 189-195.
- Fuentes Flores, C. M. y Cervera, L. E. (2006). Land markets and its effects on the spatial segregation : the case of Ciudad Juárez , Mexico. *Estudios Fronterizos*, 7(13), 43-62.
- Fuentes Flores, C. M. y Hernández, V. (2009). La estructura espacial urbana y la incidencia de accidentes de tránsito en Tijuana, Baja California (2003-2004). *Frontera Norte*, 21(42), 109-138.
- Fuentes Flores, C. M. y Hernández, V. (2015). La evolución espacial de los subcentros de empleo en Ciudad Juárez, Chihuahua (1994-2004): un análisis con indicadores de autocorrelación espacial global y local. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 30(2), 433-467.
- Fujita, M. (1989). *Urban economic theory: land use and city size*. New York: Cambridge University Press.
- Fujita, M., Krugman, P. y Venables, A. J. (1999). *The spatial economy: cities, regions, and international trade*. Cambridge: MIT Press.
- Fullerton, T. M. y Bujanda, A. J. (2017). Commercial property values in a border metropolitan economy. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 2(2), 337-360.
- García Amaral, M. L. (2007). Ciudades fronterizas del norte de México. *Anales de Geografía*, 27(2), 41-57.
- Garza Villareal, G. (2001). Globalización económica y planeación estratégica del desarrollo urbano de Tamaulipas. En García Ortega, R. (comp.), *Planeación y gestión urbana y metropolitana en México: una revisión a la luz de la globalización*. México: El Colegio de la Frontera Norte, El Colegio Mexiquense.
- Garza Villareal, G. (2009). Distribución regional y urbana de la población en México, 1980-2005. En García Ortega, R., Arzaluz Solano, S. y Fitch Osuna, J. M. (coords.), *Territorio y ciudades en el noreste de México al inicio del siglo XXI. Ciudad de México: El Colegio de la Frontera Norte*, Miguel Ángel Porrúa.
- Goldfeld, S. M. y Quandt, R. E. (1965). Some tests for homoscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, 60(310), 539-547.
- Grajeda Guzmán, M. A. (2001). Colegio de Ingenieros Civiles de Tijuana, A.C.
- Griliches, Z. (1961). Hedonic price indexes for automobiles: an econometric

- of quality change. En Report of the Price Statistics Review Committee (ed.), *The price statistics of the federal government* (pp. 173-196). Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
- Guajarati, D. N. y Porter, D. C. (2010). *Econometría* (5ª ed.). México: McGraw Hill.
- Harris, C. D. y Ullman, E. L. (1945). The nature of cities author. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 242, 7-17.
- Herzog, L. A. (ed.) (1992). *Changing boundaries in the Americas: new perspectives on the U.S.-Mexican, Central American, and South American borders*. San Diego: University of California, San Diego.
- Herzog, L. A. (2014). Sprawl south of the border from Mexico City to Tijuana. En *Global suburbs: urban sprawl from the Rio Grande to Rio de Janeiro*. London: Routledge.
- Hiernaux, D. (1986). *Urbanización y autoconstrucción de vivienda en Tijuana*. México: Centro de Ecodesarrollo.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *The Economic Journal*, 39(153), 41-57.
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *Journal of Educational Psychology*, 24(6), 417-441.
- Hurd, R. M. (1903). *Principles of city land values*. New York: Arno Press.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). *Censos de población y vivienda*. Datos para los años 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010. Recuperado de <http://www.beta.inegi.org.mx/default.html>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). *Directorio Estadístico Nacional de Unidades Económicas (DENUE)*. Recuperado de <http://www.beta.inegi.org.mx/app/mapa/denue/>
- Ishijima, H. y Maeda, A. (2015). Real estate pricing models: theory, evidence, and implementation. *Asia-Pacific Financial Markets*, 22(4), 369-396.
- Jenkins, G. P., Kuo, C.-Y. y Harberger, A. C. (2011). Cost-benefit analysis for investment decisions: chapter 11 (Economic prices for non-tradable goods and services) (No. 2011-11). *Development Discussion Papers*.
- Kravis, I. B. y Lipsey, R. E. (1983). Toward an explanation of national price levels. *Princeton Studies in International Finance*, 52. Princeton International Finance Section, Department of Economics, Princeton University.
- Krugman, P., Obstfeld, M. y Melitz, M. J. (2012). *Economía internacional. Teoría y política* (9ª ed.). Madrid: Pearson.
- Krugman, P. y Obstfeld, M. (1991). *International economic: theory and policy*. New York: Harper Collins Publishers.

- Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory. *The Journal of Political Economy*, 74(2), 132-157.
- Lara Pulido, J. A., Estrada Díaz, G., Zentella Gómez, J. C. y Guevara Sanginés, A. (2017). Los costos de la expansión urbana: aproximación a partir de un modelo de precios hedónicos en la zona metropolitana del Valle de México. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 32(94), 37-63.
- Larraín, F. y Sachs, J. D. (2002). *Macroeconomía en la economía global* (2ª ed.). México: Prentice-Hall Hispanoamérica.
- LeSage, J. P. (1999). *The theory and practice of spatial econometrics*. Toledo, Ohio, University of Toledo.
- LeSage, J. P. y Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Florida: Chapman and Hall/CRC Press.
- Marx, K. (1894). *El capital: crítica de la economía política (t. III)*. México: Siglo Veintiuno Editores.
- McDonald, J. F. y McMillen, D. P. (2007). *Urban economics and real estate: theory and policy*. Oxford: Blackwell Publishing.
- Monkkonen, P., Montejano Escamilla, J. y Ávila Jiménez, F. G. (2017). *Baseline study of land markets in an around Mexico City's. Current and new international airports*. Massachusetts: Lincoln Institute of Land Policy.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1), 17-23.
- Mungaray Moctezuma, A. (2010). *Estructura urbana de la ciudad fronteriza México-Estados Unidos. Confrontación del modelo latinoamericano y angloamericano*. México: Miguel Ángel Porrúa.
- Nijkamp, P. (ed.) (1987). *Handbook of regional and urban economics* (vol. 1). Amsterdam: North-Holland.
- O'Sullivan, A. (2012). *Urban economics*. New York: McGraw-Hill.
- Park, R. E., Burgess, E. W. y McKenzie, R. D. (1925). *The city*. Chicago: University of Chicago Press.
- Pearson, K. (1901). On lines and planes of closest fit to systems of points in space. *University College*, 2(11), 559-572.
- Peña Medina, S. (2016). El impuesto predial en Ciudad Juárez desde una perspectiva de equidad. *Economía, Sociedad y Territorio*, 16(51), 519-542.
- Peña Medina, S., Fuentes Flores, C. M., Cervera Gómez, L. y Hernández Hernández, V. (2012). Planning support systems: a computer-assisted mass appraisal (CAMA) System for Ciudad Juarez, Mexico. *Journal of Property Tax Assessment & Administration*, 9(4), 25-40.
- Peña Medina, S. y Fuentes Flores, C. M. (2007). Land use changes in Ciudad Juárez, Chihuahua: a systems dynamic model. *Estudios Fronterizos*, 8(16), 65-89.

- Perry, G. M. y Robison, L. J. (2001). Evaluating the influence of personal relationships on land sale prices: a case study in Oregon. *Land Economics*, 77(3), 385-398.
- Quandt, R. E. (1958). Probabilistic errors in the leontief system. *Naval Research Logistics Quarterly*, 5(2), 155-170.
- Quintana Pacheco, J., Almada Borbón, A. C., Ojeda de la Cruz, A., Ramos Corella, M. A. y García Arvizu, J. F. (2015). Una aproximación al valor del suelo habitacional: caso Hermosillo, Sonora, México. *Epistemus*, 19(9), 43-51.
- Ramírez Franco, L. D. (2008). Revisión teórica de la estructura espacial y la identificación de subcentros de empleo. *Ensayos de Economía*, 33, 141-178.
- Ricardo, D. (1821[2001]). *On the principles of political economy and taxation*. Canada: Batoche Books.
- Romo Aguilar, M. de L. (1999). Expansión metropolitana de Tijuana, B. C. y su relación con los riesgos naturales. V Seminario Internacional de RII (p. 7). Toluca.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *The Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Samuelson, P. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, 46, 145-154.
- Sánchez Peña, L. L. (2012). Cambios en la segregación residencial socioeconómica en México. *Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 3(2), 98-115.
- Secchi, B. (1974). *Análisis de las estructuras territoriales*. Barcelona: Editorial Ariel.
- Servicio Postal Mexicano (Sepomex). Lista de códigos postales por municipio, Catálogo Nacional de Códigos Postales. Correos de México. Recuperado de <http://www.correosdemexico.gob.mx> (consultado el 10 de febrero de 2018).
- Sobrinho Figueroa, L. J. (2014). Housing prices and submarkets in Mexico City: a hedonic assessment. *Estudios Económicos*, 29(1), 57-84.
- Sociedad Hipotecaria Federal (SHF). Índice SHF de precios de la vivienda en México. Recuperado de <http://doc.shf.gob.mx/estadisticas/IndiceSHF-PreciosViv/Paginas/default.aspx> (consultado el 18 de febrero de 2018).
- Thériault, M. y Des Rosiers, F. (eds.) (2011). *Modeling urban dynamics: mobility, accessibility and real estate value*. London: ISTE, Wiley.
- Thünen, J. H. von (1826). *Isolated state: an English edition of Der isolierte Staat* (1966 ed.). Oxford: Pergamon Press.

- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46, 234.
- Tsai, Y.-H. (2005). Quantifying urban form: compactness versus “sprawl”. *Urban Studies*, 42(1), 141-161.
- Tuirán Gutiérrez, R. y Margulis, M. (1983). *Nuevos patrones de crecimiento social en la frontera norte: la emigración*. México: Centro de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano, Colmex.
- U.S. Census Bureau (2011). U.S. General Census 2010. Washington: United States Census Bureau. Recuperado de <https://www.census.gov/data.html>
- Unikel, L. (1972). Bibliografía sobre desarrollo urbano y regional en México. *Demografía y Economía*, VI(3), 377-408.
- Valdivia López, R. (2015). Modelo de precios hedónicos para la vivienda en México. Caso de estudio: zona metropolitana del Valle de México. *Revista Vivienda*, julio-septiembre, 26-31.
- Venables, A. J. (2010). New economic geography. En Durlauf, S. N. y Blume, L. E. (eds.), *Economic growth* (pp. 207-214). London: Palgrave Macmillan.
- Waldman, M. (2003). Durable goods theory for real world markets. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 131-154.
- Weber, A. (1929). *Theory of the location of industries*. Chicago: University of Chicago Press.
- Zhao, C., Jensen, J. y Zhan, B. (2017). A comparison of urban growth and their influencing factors of two border cities: Laredo in the US and Nuevo Laredo in Mexico. *Applied Geography*, 79, 223-234.

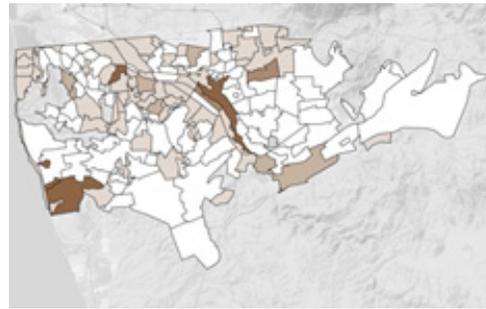
ANEXOS

*Anexo A. Mapas de valores del metro cuadrado de terreno por código postal. Tijuana, 2005-2015*

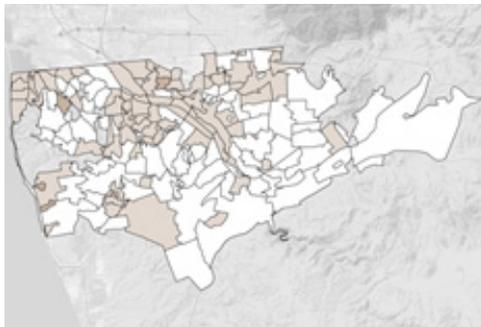
Mapa A.1. Valores 2005-2006



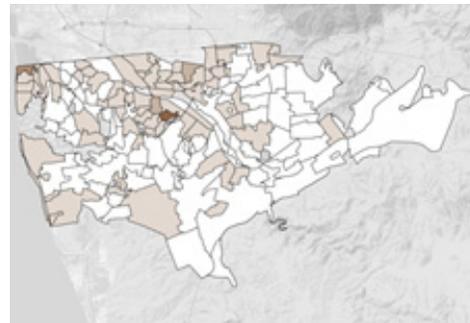
Mapa A.2. Valores 2007-2008



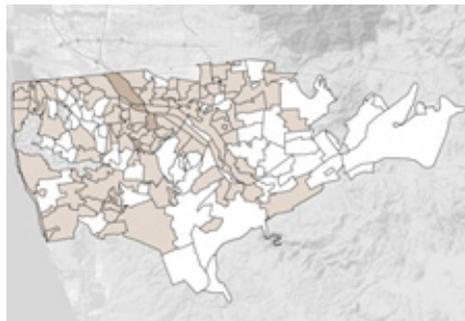
Mapa A.3. Valores 2009-2010



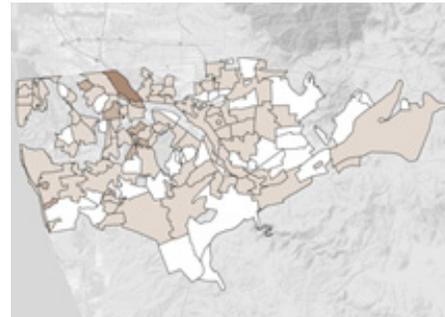
Mapa A.4. Valores 2011-2012



Mapa A.5. Valores 2013-2014



Mapa A.6. Valores 2015

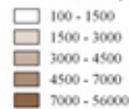


Fuente: Elaboración propia con datos de la Sociedad Hipotecaria Federal



**Simbología**

Valor del terreno por m<sup>2</sup>



Fuente: Elaboración propia con base en Sociedad Hipotecaria Federal.

*Anexo B. Mapas de valores del metro cuadrado de la construcción por código postal, Tijuana, 2005-2015*

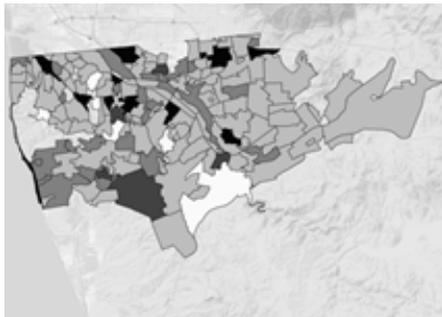
Mapa B.1. Valores 2005-2006



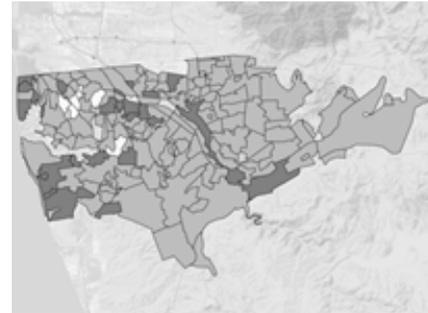
Mapa B.2. Valores 2007-2008



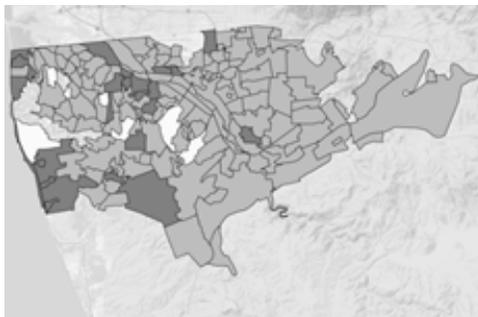
Mapa B.3. Valores 2009-2010



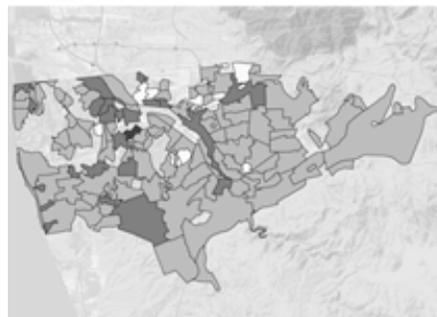
Mapa B.4. Valores 2011-2012



Mapa B.5. Valores 2013-2014



Mapa B.6. Valores 2015



Fuente: Elaboración propia con datos de la Sociedad Hipotecaria Federal



**Simbología**

Valor de construcción por m<sup>2</sup>

- 900 - 3000
- 3000 - 6000
- 6000 - 9000
- 9000 - 15000
- 15000 - 150000

Fuente: Elaboración propia con base en Sociedad Hipotecaria Federal.

## Anexo C. Resultado de estimación modelo combo de regímenes espaciales HOM

Modelo combo cambio de régimen espacial homocedástico.  
Resultado de estimación

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) - REGIME 0

Data set: GeoDSpace\_WA-Z3.dbf  
 Weights matrix: File: GeoDSpace\_WA-Z3Q1.gal  
 Dependent Variable: 0\_PriceMXN  
 Mean dependent var: 2346874.2906  
 S.D. dependent var: 2276062.5338  
 Pseudo R-squared: 0.7944  
 Number of Observations: 125  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 110

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
O_CONSTANT	-33673314.2488670	299582361.2513692	-0.1124009	0.9105056
O_LOCATION_I	-5045867.4376222	4504914.6825706	-1.1200806	0.2626794
O_LOCATION_1	-1678685.5021887	1827962.6378639	-0.9183369	0.3584425
O_TYPE	-43632.2429819	243462.2470451	-0.1792156	0.8577684
O_TERR_M2	316.0588777	517.8118867	0.6103739	0.5416141
O_CONSTR_M2	11363.6568132	1454.6699462	7.8118455	0.0000000
O_ROOMS	-67343.5307718	83730.6728951	-0.8042875	0.421231
O_BATH	-79422.3699374	95933.0533002	-0.8278937	0.4077307
O_CAR SPACES	45143.6061015	86798.1668839	0.5200986	0.6029948
O_INDOOR_FEA	90780.6255539	255026.2410484	0.3559658	0.7218662
O_OUTDOOR_FE	509575.1368311	342152.6718070	1.4893209	0.1364029
O_DENSIAGED	1424.0517730	3169.2454195	0.4493346	0.6531903
O_MIG7_R	52487.5592939	44534.9737410	1.1785694	0.2385697
O_MIG15_R	26160.1872848	112935.8319464	0.2316376	0.8168195
O_W_PRICE MXN	0.6037765	0.1009781	5.9792788	0.0000000
O_LAMBDA	0.1950878	0.1433499	1.3609208	0.1735387

Regimes variable: F1y2p

Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 0.

Continuación Anexo C.

SUMMARY OF OUTPUT:

Data set: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) - REGIME 1  
 GeoDSpace\_W-A-Z3.dbf  
 File: GeoDSpace\_W-A-Z3Q1.gal  
 1\_PriceMXN  
 Mean dependent var: 2346874.2906  
 S.D. dependent var: 2807047.1043  
 Pseudo R-squared: 0.8880

Number of Observations: 63  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 48

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
1_CONSTANT	-750953474.3236732	387330454.9837621	-1.9387927	0.0525266
1_LOCATION_L	247739.2052208	8339666.5181878	0.0297061	0.9763014
1_LOCATION_1	-6320937.2028931	2209028.2486269	-2.8614108	0.0042176
1_TYPE	2437239.6993831	361694.5093323	6.7383929	0.0000000
1_TERR_M2	321.2387807	138.1087227	2.3259847	0.0200194
1_CONSTR_M2	11600.0741963	1744.8278750	6.6482628	0.0000000
1_ROOMS	426518.0893507	157113.5019097	2.7147131	0.0066333
1_BATH	-14741.3200718	129919.0419829	-0.1134654	0.9096616
1_CAR_SPACES	-48680.6179763	61869.3552104	-0.7868292	0.4313818
1_INDOOR_FEA	-221124.9986810	365702.6006095	-0.6046580	0.5454063
1_OUTDOOR_FE	-144342.2624053	341694.4946806	-0.4224308	0.6727106
1_DENSIAGEB	-2971.7773165	4098.3148998	-0.7251218	0.4683773
1_MIG7_R	29431.9332859	51249.3121115	0.5742893	0.5657720
1_MIG15_R	-110593.2438023	105401.2637802	-1.0492592	0.2940588
1_W_PRICE MXN	0.2307465	0.1158980	1.9909441	0.0464870
1_LAMBDA	0.2681373	0.1281617	2.0921795	0.0364225

Regimes variable: F1y2p

Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 1.

Continúa Anexo C.

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) – REGIME 2

Data set: GeoDSpace\_W-A-Z3.dbf  
 File: GeoDSpace\_W-A-Z3Q1.gal  
 2\_PriceMXN  
 3453859.0028  
 2487050.2382  
 0.7823

Number of Observations: 169  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 154

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
2_CONSTANT	-65912289.9356976	262519604.9633808	-0.2510757	0.8017556
2_LOCATION_L	171596.2916507	4728862.8954676	0.0362870	0.9710535
2_LOCATION_1	-516027.4389307	1994882.5997596	-0.2586756	0.7958856
2_TYPE	-426526.6613901	245752.5946689	-1.7355937	0.0826357
2_TERR_M2	281.6537845	296.6820020	0.9493457	0.3424448
2_CONSTR_M2	15045.0836816	1334.3799436	11.2749624	0.0000000
2_ROOMS	-153100.8191403	103131.2844954	-1.4845235	0.1376701
2_BATH	4991.1770432	94578.6063319	0.0527728	0.9579129
2_CAR SPACES	-23075.3424792	83450.5583443	-0.2765151	0.7821524
2_INDOOR_FEA	522401.8286438	235937.3385879	2.2141550	0.0268181
2_OUTDOOR_FE	-157642.4373410	241539.1990805	-0.6526578	0.5139769
2_DENSIAGEB	-6089.9902626	2973.4197705	-2.0481435	0.0405459
2_MIG7_R	64555.3186676	39588.4766068	1.6306593	0.1029622
2_MIG15_R	-105173.8675493	69137.4929678	-1.5212277	0.1282027
2_W_PRICE_MXN	0.4473704	0.0808257	5.5349996	0.0000000
2_LAMBDA	0.1234827	0.0904279	1.3655383	0.1720839

Regimes variable: F1y2p

Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 2.



SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) - REGIME 3

Data set: GeoDSpace\_W-A-Z3.dbf  
 File: GeoDSpace\_W-A-Z3Q1.gal  
 3\_PriceMXN  
 4130432.8235  
 4072942.2028  
 0.8197

Number of Observations: 98  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 83

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
3_CONSTANT	728666467.5300655	713790326.4452183	1.0208411	0.3073298
3_LOCATION_L	-18730183.7568808	12937621.1376372	-1.4477301	0.1476925
3_LOCATION_1	1048519.9798537	5200258.4725043	0.2016284	0.8402072
3_TYPE	1035625.0434129	422210.9584254	2.4528616	0.0141725
3_TERR_M2	9472.7151215	1923.3610963	4.9250841	0.0000008
3_CONSTR_M2	5464.1248460	2633.5462750	2.0748163	0.0380036
3_ROOMS	-498689.9857421	167020.2260369	-2.9858060	0.0028283
3_BATH	120211.4505125	173492.6913660	0.6928906	0.4883782
3_CAR SPACES	-572328.5442164	175659.7090191	-3.2581663	0.0011213
3_INDOOR_FEA	372914.6763972	556815.9960192	0.6697269	0.5030319
3_OUTDOOR_FE	1065703.4754446	605410.3679573	1.7602993	0.0783571
3_DENSIAGEB	-699.1843598	8684.4867846	-0.0805096	0.9358320
3_MIG7_R	241590.4949493	65383.3583110	3.6949845	0.0002199
3_MIG15_R	-169686.3361485	208815.0397875	-0.8126155	0.4164385
3_W_PRICE_MXN	0.4390665	0.1048312	4.1883178	0.0000281
3_LAMBDA	-0.0858484	0.1643337	-0.5224027	0.6013900

Regimes variable: F1y2p  
 Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 3.

continuación Anexo K.

### Regimes diagnostics - Chow Test

<i>VARIABLE</i>	<i>DF</i>	<i>VALUE</i>	<i>PROBABILIDAD</i>
CONSTANT	3	4.174	0.2432
LOCATION_L	3	2.286	0.5153
LOCATION_1	3	4.638	0.2003
TYPE	3	48.535	0.0000
TERR_M2	3	22.598	0.0000
CONSTR_M2	3	11.536	0.0092
ROOMS	3	17.202	0.0006
BATH	3	1.103	0.7764
CAR_SPACES	3	10.148	0.0173
INDOOR_FEA	3	3.421	0.3312
OUTDOOR_FE	3	5.623	0.1315
DENSIAGEB	3	3.046	0.3846
MIG7_R	3	7.600	0.0550
MIG15_R	3	1.277	0.7345
W_PRICEMXN	3	5.893	0.1169
LAMBDA	3	3.069	0.3810
Global test	48	189.624	0.0000

Nota: Matriz de pesos espaciales de contigüidad tipo reina de primer orden.  
 Fuente: Elaboración propia.

### Anexo D. Resultado de estimación modelo combo de regímenes espaciales HET

Modelo combo cambio de régimen espacial heterocedástico. Resultado de estimación

SUMMARY OF OUTPUT:		SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HET) - REGIME 0	
Data set:	GeoDSpace_W-A-Z3.dbf		
Weights matrix:	File: GeoDSpace_W-A-Z3Q1.gal		
Dependent Variable:	0_PriceMXN	Number of Observations:	125
Mean dependent var:	2346874.2906	Number of Variables	15
S.D. dependent var:	2276062.5338	Degrees of Freedom:	110
Pseudo R-squared:	0.7937		

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
0_CONSTANT	-74957225.1691475	251981798.6417204	-0.2974708	0.7661071
0_LOCATION_L	-4667530.9037549	4084959.7810417	-1.1426137	0.2531990
0_LOCATION_1	-1926998.6542528	1690660.7327033	-1.1397903	0.2543737
0_TYPE	-47159.8525590	309234.7406690	-0.1525050	0.8787886
0_TERR_M2	327.1998502	508.8778619	0.6429831	0.5202351
0_CONSTR_M2	11394.6235297	3065.0029885	3.7176549	0.0002011
0_ROOMS	-66176.2001408	70463.7309693	-0.9391527	0.3476524
0_BATH	-80613.2346924	137730.0680878	-0.5852987	0.5583469
0_CAR_SPACES	46329.3170131	129712.9951482	0.3571679	0.7209661
0_INDOOR_FEA	100209.7043439	334667.4272027	0.2994307	0.7646114
0_OUTDOOR_FEA	506733.6134008	391411.1534270	1.2946325	0.1954470
0_DENSIAGEB	1310.7544922	2290.6422836	0.5722214	0.5671720
0_MIG7_R	57100.2405866	44842.7298462	1.2733444	0.2028958
0_MIG15_R	11534.0316134	125810.6088368	0.0916777	0.9269541
0_W_PRICE MXN	0.5830056	0.0968612	6.0189832	0.0000000
0_LAMBDA	0.2174024	0.1707848	1.2729609	0.2030319

Regimes variable: F1y2p

Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 0.

Continúa Anexo D.

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) - REGIME 1

Data set: GeoDSpace\_W-A-Z3.dbf  
 File: GeoDSpace\_W-A-Z3Q1.gal  
 1\_PriceMXN  
 2263715.9448  
 2807047.1043  
 0.8879

Number of Observations: 63  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 48

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
1_CONSTANT	-752376633.6041088	431713082.5462557	-1.7427701	0.0813738
1_LOCATION_L	264070.5252962	7658635.4514553	0.0344801	0.9724943
1_LOCATION_1	-6328572.8974794	2561842.9802929	-2.4703204	0.0134992
1_TYPE	2436976.5968534	544634.2955336	4.4745192	0.0000077
1_TERR_M2	321.5432669	87.1366211	3.6901048	0.0002242
1_CONSTR_M2	11601.1914908	3085.1511384	3.7603317	0.0001697
1_ROOMS	426859.3171987	169325.0180356	2.5209465	0.0117040
1_BATH	-14704.0021447	122471.6333996	-0.1200605	0.9044352
1_CAR_SPACES	-48724.4186038	40183.0136064	-1.2125626	0.2252971
1_INDOOR_FEA	-222226.3117002	339662.7201316	-0.6542558	0.5129470
1_OUTDOOR_FE	-143397.3094485	314135.6391019	-0.4564821	0.6480433
1_DENSIAGEB	-2974.1753660	3318.0229996	-0.8963697	0.3700553
1_MIG7_R	29441.1548564	47174.6243850	0.6240888	0.5325693
1_MIG15_R	-110652.9028138	92200.3397707	-1.2001355	0.2300867
1_W_PRICE_MXN	0.2303960	0.1271605	1.8118518	0.0700091
1_LAMBDA	0.2620092	0.1249261	2.0973130	0.0359659

Regimes variable: F1y2p  
 Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 1.



## Continuación Anexo D.

## SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) – REGIME 2

Data set: GeoDSpace\_W-A-Z3.dbf  
 File: GeoDSpace\_W-A-Z3Q1.gal  
 Weights matrix: 2\_PriceMXN  
 Dependent Variable: 3453859.0028  
 Mean dependent var: 2487050.2382  
 S.D. dependent var: 0.7824  
 Pseudo R-squared:  
 Number of Observations: 169  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 154

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
2_CONSTANT	-55425152.8347378	240348719.4801704	-0.2306031	0.8176232
2_LOCATION_L	100821.2954893	4454183.3195833	0.0226352	0.9819413
2_LOCATION_1	-445881.2547057	1831325.1855202	-0.2434746	0.8076377
2_TYPE	-425165.1928137	202426.8441023	-2.1003400	0.0356989
2_TERR_M2	276.8728468	130.4054600	2.1231691	0.0337397
2_CONSTR_M2	15038.7065275	1477.7780646	10.1765664	0.0000000
2_ROOMS	-153966.8418791	101009.1874368	-1.5242855	0.1274374
2_BATH	4757.3327186	94250.1664691	0.0504756	0.9597434
2_CAR SPACES	-21586.9128411	98239.3541296	-0.2197379	0.8260753
2_INDOOR_FEA	521203.1747359	258803.0695513	2.0138987	0.0440202
2_OUTDOOR_FE	-162232.0033104	237592.2231650	-0.6828170	0.4947225
2_DENSIAGEB	-6046.7592807	2393.3759441	-2.5264561	0.0115220
2_MIG7_R	64513.7792160	41041.2571226	1.5719250	0.1159679
2_MIG15_R	-102875.4228172	55235.2009652	-1.8624975	0.0625330
2_W_PRICE_MXN	0.4521472	0.1049749	4.3071938	0.0000165
2_LAMBDA	0.1229462	0.0853699	1.4401586	0.1498225

Regimes variable: F1y2p

Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 2.

Continúa Anexo D.

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES ESTIMATION (HOM) - REGIME 3

Data set: GeoDSpace\_W-A-Z3.dbf  
 File: GeoDSpace\_W-A-Z3Q1.gal  
 3\_PriceMXN  
 4130432.8235  
 4072942.2028  
 0.8201

Weights matrix:  
 Dependent Variable:  
 Mean dependent var:  
 S.D. dependent var:  
 Pseudo R-squared:

Number of Observations: 98  
 Number of Variables: 15  
 Degrees of Freedom: 83

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROBABILITY
3_CONSTANT	608154134.0138111	680120618.8301475	0.8941857	0.3712225
3_LOCATION_L	-18108964.0639215	9396443.1665757	-1.9272148	0.0539529
3_LOCATION_1	189876.5009187	4523921.1682860	0.0419717	0.9665213
3_TYPE	1064708.6643354	598121.5152222	1.7800876	0.0750616
3_TERR_M2	9646.2988271	2680.0698004	3.5992715	0.0003191
3_CONSTR_M2	5530.9563954	3600.4045347	1.5362042	0.1244883
3_ROOMS	-516601.0105601	150292.8940218	-3.4372950	0.0005876
3_BATH	154652.6747593	153089.6846668	1.0102096	0.3123949
3_CAR SPACES	-577159.1582968	144974.6163372	-3.9811049	0.0000686
3_INDOOR_FEA	405330.4977823	349847.4634913	1.1585921	0.2466225
3_OUTDOOR_FE	991380.9056934	509197.9320481	1.9469461	0.0515412
3_DENSIAGEB	-838.9033854	6125.9055280	-0.1369436	0.8910754
3_MIG7_R	239529.7350605	51097.3453746	4.6877139	0.0000028
3_MIG15_R	-209614.8757387	191122.1896956	-1.0967584	0.2727470
3_W_PRICE_MXN	0.4106929	0.1390130	2.9543482	0.0031333
3_LAMBDA	0.0417382	0.1887088	0.2211778	0.8249540

Regimes variable: F1y2p

Warning: The regimes operation resulted in islands for regime 3.

Continuación Anexo L.

### Regimes diagnostics - Chow Test

<i>VARIABLE</i>	<i>DF</i>	<i>VALUE</i>	<i>PROBABILIDAD</i>
CONSTANT	3	3.396	0.3345
LOCATION_L	3	3.393	0.3349
LOCATION_1	3	3.806	0.2831
TYPE	3	27.622	0.0000
TERR_M2	3	12.214	0.0067
CONSTR_M2	3	6.685	0.0827
ROOMS	3	17.875	0.0005
BATH	3	1.367	0.7133
CAR_SPACES	3	13.564	0.0036
INDOOR_FEA	3	3.428	0.3302
OUTDOOR_FE	3	5.936	0.1148
DENSIAGEB	3	5.033	0.1694
MIG7_R	3	11.134	0.0110
MIG15_R	3	1.125	0.7712
W_PRICEMXN	3	4.943	0.1760
LAMBDA	3	1.361	0.7147
Global test	48	185.261	0.0000

Nota: Matriz de pesos espaciales de contigüidad tipo reina de primer orden.

Fuente: Elaboración propia.