Subvaloración del terreno y equidad fiscal: detección de patrones espaciales mediante teledetección LiDAR y estadística espacial en un catastro municipal

Subvalorização do terreno e equidade fiscal: detecção de padrões espaciais por meio de sensoriamento remoto LiDAR e estatística espacial em um cadastro municipal

Andrés Castillo Leitón[1]

RESUMEN: La actualización catastral requiere distinguir las discrepancias que justifican una revisión de las omisiones efectivamente comprobadas. Este trabajo examina un piloto de La Fortuna, San Carlos, Costa Rica, para determinar si la diferencia entre el valor de terreno declarado y una referencia zonal presenta estructura espacial y evaluar el aporte de la cartografía constructiva al contraste administrativo. Se integraron registros municipales, cartografía registral, valores por zonas homogéneas y 3.352 polígonos de cubierta obtenidos por restitución estereoscópica con apoyo de elevación, en el marco del proyecto municipal de captura LiDAR y fotogramétrica. La depuración de 1.543 registros y su conciliación registral produjeron una muestra de 1.311 predios. La razón entre referencia y declaración presentó una mediana de 2,064. El Moran global fue positivo y de magnitud pequeña (I = 0,06252; pseudo-p = 0,0005); las asociaciones locales altas nominales no conservaron significancia tras el ajuste por comparaciones múltiples. El contraste complementario con 2.908 observaciones censales produjo 106 enlaces espaciales únicos para 119 objetos candidatos. Entre los 74 enlaces únicos finalizados, trece observaciones describen lotes baldíos. La consulta municipal adicional encontró antecedentes en cuatro de los 23 casos previamente clasificados sin indicio administrativo, con los enlaces provisionales vigentes. Los resultados delimitan prioridades de revisión y muestran que la integración de observación física, identidad predial y antecedentes administrativos es necesaria para fundamentar la actualización catastral. Su contribución a la equidad reside en mejorar la calidad de la información que sustenta la gestión tributaria.

Palabras clave: Catastro Territorial Multifinalitario. Equidad fiscal. Valoración inmobiliaria. Autocorrelación espacial. Actualización catastral.

RESUMO: A atualização cadastral exige distinguir as discrepâncias que justificam uma revisão das omissões efetivamente comprovadas. Este trabalho examina um projeto-piloto em La Fortuna, San Carlos, Costa Rica, para verificar se a diferença entre o valor declarado do terreno e uma referência zonal apresenta estrutura espacial e avaliar a contribuição da cartografia das construções para a verificação administrativa. Integraram-se registros municipais, cartografia registral, valores por zonas homogêneas e 3.352 polígonos de cobertura obtidos por restituição estereoscópica com apoio de elevação, no âmbito do projeto municipal de captura LiDAR e fotogramétrica. A depuração de 1.543 registros e sua conciliação registral produziram uma amostra de 1.311 parcelas. A razão entre referência e declaração apresentou mediana de 2,064. O Moran global foi positivo e de pequena magnitude (I = 0,06252; pseudo-p = 0,0005); as associações locais altas nominais não mantiveram significância após o ajuste para comparações múltiplas. O cruzamento complementar com 2.908 observações censitárias produziu 106 vínculos espaciais únicos para 119 objetos candidatos. Entre os 74 vínculos únicos finalizados, treze observações descrevem terrenos baldios. A consulta municipal adicional encontrou antecedentes em quatro dos 23 casos anteriormente classificados sem indício administrativo, com os vínculos provisórios vigentes. Os resultados delimitam prioridades de revisão e mostram que a integração da observação física, da identidade parcelária e dos antecedentes administrativos é necessária para fundamentar a atualização cadastral. Sua contribuição à equidade consiste em melhorar a qualidade da informação que sustenta a gestão tributária.

Palavras-chave: Cadastro Territorial Multifinalitário. Equidade fiscal. Avaliação imobiliária. Autocorrelação espacial. Atualização cadastral.

1 INTRODUCCIÓN

El impuesto sobre los bienes inmuebles se apoya en una base territorial que los gobiernos locales deben identificar, describir y mantener actualizada. En América Latina, las dificultades

[1] Municipalidad de San Carlos, Unidad de Catastro y Censos. Jefe de Unidad. Costa Rica. Correo: andrescl@munisc.go.cr.

para integrar el catastro y la información tributaria limitan la capacidad de administrar ese impuesto. El análisis comparado de trece sistemas nacionales muestra la importancia de la gestión catastral y valuatoria dentro de marcos institucionales y procedimientos que difieren entre países (DE CESARE; QUINTANILLA TAMEZ, 2026); estudios recientes de valuación masiva en seis ciudades de la región documentan brechas amplias entre valores catastrales y de mercado, cuyo cierre depende de observatorios inmobiliarios, capacidad técnica y respaldo institucional (EGUINO; ERBA, 2024). En Costa Rica el impuesto es municipal: la Ley n.º 7509 (COSTA RICA, 1995) confiere a las municipalidades el carácter de administración tributaria (art. 3), grava terrenos, instalaciones y construcciones fijas (art. 2) y hace descansar la base imponible en la declaración del sujeto pasivo, exigible al menos cada cinco años (art. 16), con valoración de oficio ante su inobservancia (art. 17). Para una municipalidad, disponer de cartografía reciente resulta útil cuando sus observaciones pueden relacionarse con los registros que sustentan esa actuación administrativa.

La calidad de esos registros también importa para la equidad. La valoración de inmuebles comparables requiere datos consistentes y una referencia temporal común. Una diferencia entre el valor declarado y una referencia técnica puede señalar la necesidad de revisar un expediente; establecer que existe subvaloración exige examinar las características del inmueble y el procedimiento de valoración. Esta distinción permite aprovechar las señales del catastro sin atribuir a un indicador de selección el alcance de un avalúo (IAAO, 2025).

El examen individual de expedientes tampoco revela cómo se distribuyen las discrepancias en el territorio. La estadística espacial permite estudiar esa distribución y distinguir la asociación del conjunto de las concentraciones locales. A su vez, la cartografía constructiva aporta observaciones sobre la ocupación física que pueden contrastarse con declaraciones, permisos y registros de campo.

Este artículo aplica ambos enfoques a un piloto del distrito de La Fortuna, cantón de San Carlos, Costa Rica, y responde dos preguntas: si la discrepancia entre el valor de terreno declarado y una referencia zonal presenta estructura espacial, y si la cartografía constructiva mejora la selección de expedientes para revisión. Para ello (i) cuantifica esa discrepancia con un indicador reproducible, (ii) evalúa su asociación espacial global y local con inferencia por permutaciones y ajuste por comparaciones múltiples, y (iii) contrasta los candidatos constructivos con los antecedentes administrativos y con el Censo de La Fortuna como observación de campo posterior. La sección 2 sitúa el problema en el catastro multifinalitario, la valoración masiva y la estadística espacial; la sección 3 describe fuentes, cortes temporales e indicadores; la sección 4 presenta y discute los resultados; la sección 5 concluye. El estudio delimita la evidencia que la administración puede utilizar antes de decidir sobre un inmueble y sitúa la actualización catastral dentro del problema de la equidad fiscal.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Catastro multifinalitario, valoración y equidad

El Catastro Territorial Multifinalitario integra, sobre una referencia espacial común, información física, jurídica y económica de los predios para distintas funciones de gestión. La relación entre parcela, registro y atributos permite compartir información territorial y reconocer inconsistencias entre fuentes (LOCH; ERBA, 2007). Las directrices brasileñas para el CTM lo definen como inventario territorial oficial y sistemático del municipio, sustentado en el levantamiento de los límites de cada parcela con identificación numérica unívoca (BRASIL, 2009); esa identidad unívoca de la unidad es precisamente lo que el contraste entre cartografía,

registro y censo pone a prueba, y no está garantizada ni en catastros consolidados: en el catastro rural brasileño, la unidad de propiedad del registro y el inmueble definido por la posesión no coinciden, y el flujo de datos existe solo del catastro hacia el registro (MARRA et al., 2025).

La desactualización de los valores estimados afecta directamente la distribución de la carga tributaria y puede producir regresividad (DE CESARE; SILVA; SILVA, 2023). La valoración masiva estima conjuntos de inmuebles a una fecha común mediante datos normalizados, modelos y controles de desempeño; su calidad depende tanto de la información predial como de la comprobación del modelo, y la uniformidad de los resultados es la condición para tratar de igual forma a inmuebles comparables (IAAO, 2025). Esa uniformidad se comprueba con estudios de razón entre valor estimado y precio de transacción, que miden la equidad horizontal y vertical mediante el coeficiente de dispersión y el diferencial relacionado con el precio (IAAO, 2013). En ausencia de precios de transacción para el piloto, este trabajo no realiza un estudio de razón. En este trabajo, la subvaloración es el problema que motiva la investigación; la variable observable es una razón de discrepancia frente a una referencia administrativa simplificada. El análisis no mide directamente diferencias de trato entre inmuebles de igual valor de mercado: mide la calidad de la información con la que la administración decide qué revisar.

En Costa Rica, la ley distingue el avalúo, determinación del valor de un inmueble por un profesional, de la valoración, modificación de la base imponible que realiza la municipalidad con los criterios técnicos del Órgano de Normalización Técnica (art. 10 bis); el modelo de ese órgano, creado por la misma ley (art. 12), incorpora factores que individualizan la valoración. Las fincas situadas en más de una zona homogénea requieren un tratamiento por secciones (MINISTERIO DE HACIENDA, 2020, 2023). Román Forastelli (2026) documenta que las municipalidades tienen escasa capacidad de fiscalizar las declaraciones quinquenales, que no se realiza un revalúo masivo del suelo desde hace quince años y que, en los cantones estudiados, la recaudación potencial calculada como área por valor zonal superó siempre la recaudada. Una razón construida con el área registral y un único valor zonal sigue esa lógica y facilita una primera selección, pero sus diferencias también pueden reflejar características que ese cálculo no incorpora. El problema no es local: en Brasil, la Planta de Valores Genéricos que sirve de base al IPTU está desactualizada en la mayoría de los municipios y con frecuencia se ajusta solo por índices de inflación, lo que compromete la isonomía tributaria (FARIA FILHO; GONÇALVES; LUIZ, 2019).

2.2 Teledetección y LiDAR en la actualización catastral

La observación remota permite actualizar la representación física de los inmuebles y compararla con las bases alfanuméricas. Su utilidad catastral depende de la relación entre el objeto cartografiado y la unidad registrada: un contorno de cubierta puede abarcar varias unidades de uso o atravesar un límite predial. La evaluación de extracciones de edificios distingue, por esa razón, métricas por objeto y por área, y muestra que la correspondencia entre polígono y edificio depende de la definición del objeto y de la escala de trabajo (RUTZINGER; ROTTENSTEINER; PFEIFER, 2009). La presencia de un polígono no determina por sí sola cuántas unidades fiscales existen ni su situación declarativa.

En el proyecto de La Fortuna, las cubiertas se obtuvieron mediante restitución estereoscópica, con apoyo de información de elevación. La documentación diferencia esos contornos de una delineación automática sobre la nube LiDAR (MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS, 2026f). El presente estudio utiliza la capa entregada y sus controles, sin desarrollar un nuevo procesamiento LiDAR; la contribución de la teledetección al análisis es, por tanto, la

cartografía constructiva derivada de la campaña fotogramétrica y de su apoyo de elevación, no la nube de puntos en sí.

2.3 Autocorrelación espacial del valor

La autocorrelación espacial expresa la relación entre los valores observados y los de sus vecinos, definidos mediante una matriz de pesos. El índice de Moran resume esa relación para el conjunto. Una asociación global positiva no identifica automáticamente agrupaciones locales ni explica su causa (ANSELIN, 1988); más aún, en presencia de autocorrelación global las pruebas locales tienden a sobreestimar la significancia, lo que exige cautela adicional al leer mapas de agrupamientos (ORD; GETIS, 2001).

Los indicadores locales de Anselin (1995) distinguen asociaciones alto-alto y bajo-bajo, así como valores atípicos respecto de sus vecinos. Gi* de Getis-Ord examina concentraciones de valores altos o bajos mediante otra formulación, estandarizada por sus autores para incluir la propia observación (GETIS; ORD, 1992; ORD; GETIS, 1995). Con una prueba por predio, el número de contrastes eleva la probabilidad de resultados nominalmente significativos. El procedimiento de Benjamini y Hochberg (1995) permite ajustar las probabilidades para controlar la tasa de descubrimientos falsos; Caldas de Castro y Singer (2006) mostraron que su aplicación a los indicadores locales reduce sustancialmente los falsos positivos incluso con pruebas dependientes. Por ello, los resultados nominales y ajustados se interpretan por separado.

3 MATERIALES Y MÉTODOS

3.1 Área de estudio y fuentes de datos

El área de estudio comprende el sector urbano y periurbano del piloto de La Fortuna, provincia de Alajuela, delimitado por la Municipalidad para el proyecto de actualización catastral. No corresponde al conjunto del distrito ni constituye una muestra probabilística de este, por lo que los resultados no se extrapolan. El análisis geométrico se realizó en CR-SIRGAS época 2014,59 / CRTM05 (EPSG:8908). La unidad de análisis es el predio, que la Ley del Catastro Nacional define como la porción formada por una o varias parcelas contiguas e interdependientes (COSTA RICA, 1981, arts. 6 y 7). La cartografía del Registro Nacional, derivada del mapa catastral continuo que el Programa de Regularización de Catastro y Registro (Ley n.º 8154, de 2001) conformó y compatibilizó con el Registro Inmobiliario (RAMÍREZ NÚÑEZ; MORA VARGAS, 2014), aportó 1.506 predios dentro del área de interés; la plataforma PVTZH 2025, publicada en noviembre de 2024, aportó la referencia zonal (REGISTRO NACIONAL, 2026; MINISTERIO DE HACIENDA, 2024).

Tabla 1 – Fuentes y referencias temporales del estudio

Fuente	Contenido utilizado	Referencia temporal
Base municipal del piloto	1.543 registros	Copia: 5 jun. 2026; declaraciones hasta 3 jun. 2026
Cartografía registral	1.506 predios del área de interés	Copia con fecha DBF de 1 jul. 2026
Cartografía constructiva	3.352 polígonos de cubierta	Capa: 9 jun. 2026; vuelo fotogramétrico informado: 31 dic. 2025
Reportes municipales posteriores	XML y XLSX de contraste	XML con declaraciones hasta 18 ago. 2026; XLSX sin corte interno demostrado
Censo de La Fortuna S5	2.908 observaciones	Copia: 9 set. 2026; capturas hasta 3 set. 2026
Consulta municipal adicional	XML de Mapa_Catastral	Modificado: 1 set. 2026; consultado: 11 set. 2026

Fuente: bases municipales y documentación técnica (Municipalidad de San Carlos, 2026a–f); Registro Nacional (2026). Las fechas de copia o modificación no equivalen a fechas de adquisición.

La documentación de adquisición sitúa la captura LiDAR entre el 19 y el 21 de agosto de 2025 y el vuelo fotogramétrico utilizado para la restitución el 31 de diciembre de 2025. El escenario principal conserva los atributos municipales de junio de 2026; los reportes posteriores y el Censo se utilizan como contrastes identificados. Una diferencia física o administrativa observada en setiembre no reconstruye necesariamente la situación existente en junio.

La depuración municipal excluyó 79 registros señalados como sospechosos y 17 sin área registral, dejando 1.447 con indicador calculable. Por otra parte, de los 1.506 predios registrales, 120 no tuvieron correspondencia unívoca con la base municipal. De los 1.386 enlazados, 75 carecieron de razón válida. La muestra espacial quedó formada por 1.311 predios. Este recorrido mantiene separados el universo municipal y el registral hasta su conciliación; el escenario administrativo posterior dispone de 1.310 razones calculables.

3.2 Construcción de los indicadores y contraste predial

La referencia zonal del terreno se calculó multiplicando el área registral por el valor unitario asignado a la zona homogénea, según la ecuación (1):

$$V_{ref} = A_{reg} \times v_{zona} \quad (1)$$

donde V_{ref} es la referencia en colones, A_{reg} el área registral en metros cuadrados y v_{zona} el valor zonal en colones por metro cuadrado. Con el valor de terreno declarado, V_{dec}, se calcularon la diferencia absoluta y la razón de discrepancia, ecuaciones (2) y (3):

$$B_{abs} = V_{ref} - V_{dec} \quad (2)$$

$$R_{sub} = V_{ref} / V_{dec} \quad (3)$$

Se conserva R_{sub} como notación del indicador, interpretado como discrepancia frente a la referencia zonal. La diferencia absoluta permite ordenar montos de revisión y la razón expresa la discrepancia relativa, sin que ello la haga independiente del tamaño predial. El cálculo utiliza área registral, sin sustituirla por área geométrica. Tampoco aplica los factores individuales del modelo de valoración ni descompone el valor de las fincas multizona.

La prioridad operativa se definió por una razón superior a 1,2 y una diferencia de al menos 50 millones de colones, excluyendo registros marcados como sospechosos. Ambos umbrales son criterios de gestión para acotar el número de expedientes, no límites normativos de subvaloración; su sensibilidad se examinó en 25 combinaciones de razones mínimas entre 1,1 y 3,0 y montos mínimos entre 25 y 500 millones de colones.

Para el contraste constructivo, cada cubierta se asoció al predio de mayor superficie de intersección. Se marcó como cruce de límite relevante un segundo solape que superara

simultáneamente 1 m² y el 1 % del área de la cubierta. Los registros con superficie cartografiada y valor constructivo municipal igual a cero conformaron la selección inicial de candidatos.

Los candidatos se contrastaron con declaraciones, construcciones registradas, permisos y patentes de los reportes XML, y con el valor constructivo del XLSX, conservando la fuente y el corte de cada antecedente. En la consulta adicional de Mapa_Catastral se buscaron antecedentes mediante los identificadores normalizados del enlace provisional. La ausencia de un antecedente en otra exportación no se utilizó para borrar uno ya documentado. Una declaración de valor total positivo se trató como antecedente del inmueble, sin equipararla a un valor constructivo positivo.

El contraste físico intersectó los puntos del Censo S5 con los polígonos candidatos. Se distinguieron enlaces únicos, múltiples y ausentes; además, se comparó el identificador de finca del punto con el del enlace provisional. Solo se desglosó el estado físico de los enlaces únicos marcados como finalizados. Este estado describe la captura censal, no una aprobación tributaria.

3.3 Análisis espacial

Se aplicó el Moran global a la razón R_{sub} con ocho centroides vecinos más cercanos y pesos estandarizados por filas. Esta matriz kNN se basa en distancia, no en contigüidad, y mantiene ocho vecinos por predio en un área de tamaños heterogéneos; su dependencia de la configuración se examinó en 44 combinaciones de vecindad y transformación de la variable. La especificación principal utiliza 9.999 permutaciones y semilla 20260927; las comparaciones de robustez emplean 1.999 permutaciones.

El Moran local utilizó 99.999 permutaciones condicionales y semilla 20261927; la hipótesis nula de aleatorización condicional se hace explícita porque los resultados locales cambian según la hipótesis nula adoptada, más que por la heterogeneidad de la varianza (SAUER et al., 2022). Gi* empleó pesos binarios con autoinclusión, 99.999 permutaciones y semilla 20261928. El umbral nominal fue 0,05 y el ajuste de Benjamini-Hochberg (CALDAS DE CASTRO; SINGER, 2006) se aplicó por separado a las 1.311 pruebas de cada estadístico, con $q \leq 0{,}05$; su primer umbral, $0{,}05/1.311 = 3{,}8 \times 10^{-5}$, es del mismo orden de magnitud que el pseudo-p mínimo alcanzable con 99.999 permutaciones (1×10^{-5}), lo que explica la exigencia del criterio ajustado. Las implementaciones de estos estadísticos difieren entre programas en supuestos, esquemas de pesos y métodos de inferencia (BIVAND; WONG, 2018); por ello se documentan versiones, semillas y permutaciones: libpysal 4.13.0 y esda 2.7.1, de la biblioteca PySAL (REY et al., 2015). La representación y los conteos de asociación local proceden de una misma capa canónica de inferencia.

El análisis centrográfico calculó el centro medio, el centro ponderado por R_{sub} y la elipse de desviación estándar de los centroides. Estos descriptores resumen localización y dispersión y se interpretan separadamente de las pruebas de significancia. QGIS se utiliza para organizar y representar las capas; los cálculos estadísticos se realizan en Python.

4 RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1 Discrepancias de valoración y contraste constructivo

La razón presentó una mediana de 2,209 en los 1.447 registros municipales calculables y de 2,064 en los 1.311 predios de la muestra registral: en el predio típico, la referencia zonal duplica el valor de terreno declarado. La diferencia entre ambas medianas resume el efecto de

trabajar con universos distintos y justifica informar sus tamaños por separado. Con los valores administrativos posteriores, la mediana fue 1,927 para 1.310 predios (Tabla 2).

Tabla 2 – Indicador de discrepancia y selección operativa por universo

Universo	N	Mediana de Rsub	Prioridades (Rsub > 1,2; Babs ≥ 50 M₡)
Municipal histórico calculable	1.447	2,209	280
Registral histórico	1.311	2,064	278
Registral con valores posteriores	1.310	1,927	273

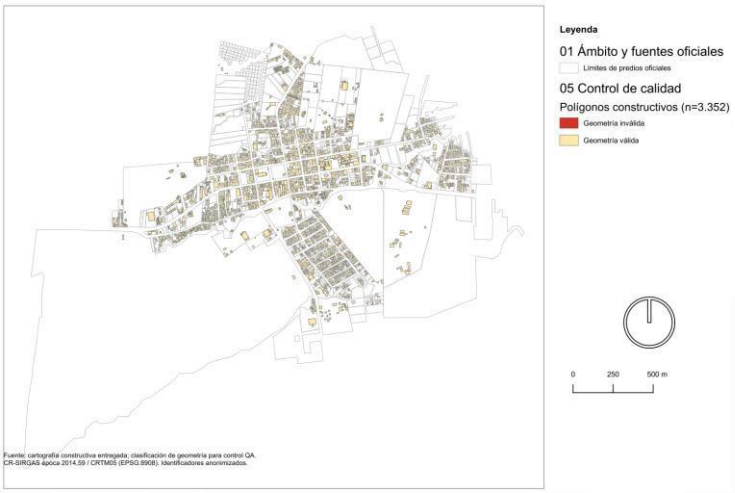
Fuente: cálculos sobre Municipalidad de San Carlos (2026a, 2026b) y Registro Nacional (2026). Prioridad sin bandera de dato sospechoso.

Las 278 prioridades de la muestra registral reúnen una diferencia agregada de 52.938,5 millones de colones frente a la referencia simplificada; ese monto expresa la magnitud del contraste que motiva la revisión y no estima impuesto dejado de percibir. La selección depende de los umbrales elegidos: las 25 combinaciones examinadas producen entre 14 y 438 expedientes.

Dentro de la muestra, 283 predios intersectan más de una zona homogénea, lo que refuerza la necesidad de individualizar la valoración antes de interpretar las diferencias como subvaloración efectiva.

La cartografía constructiva contiene 3.352 polígonos de cubierta (Figura 1). Los controles identificaron una geometría inválida, 71 grupos de duplicados exactos que reúnen 145 registros y 27 polígonos sin intersección catastral. Asimismo, 1.302 polígonos cruzan más de un predio bajo el umbral adoptado; a ello contribuye, con probabilidad, la condición conocida de los planos catastrados costarricenses, de alta exactitud relativa y baja exactitud absoluta, que genera traslapes y vacíos en el mapa catastral (RAMÍREZ NÚÑEZ; MORA VARGAS, 2014). Estas condiciones impiden equiparar el número de polígonos con edificaciones fiscales independientes y obligan a revisar su asociación predial.

Figura 1 – Área del piloto de La Fortuna y cartografía constructiva utilizada



Fuente: Registro Nacional (2026) y Municipalidad de San Carlos (2026a, 2026f). Los polígonos representan cubiertas cartografiadas; no identifican omisiones tributarias.

La selección inicial documenta 130 filas correspondientes a 129 identificadores únicos. La capa conservada permite reproducir 119 objetos candidatos con geometría registral. En el contraste administrativo anterior, estos se distribuyen en doce con permiso o construcción

registrada, 83 con declaración positiva, uno con patente como único indicio y 23 sin indicio en las fuentes de ese corte. Los diez identificadores no representados en esta capa no se consideran revalidados por el Censo.

El Censo S5 contiene 2.908 observaciones en 2.894 fincas: 2.504 finalizadas, 396 pendientes, una no realizada y siete no aplicables. Su intersección con los candidatos produjo 106 enlaces únicos, dos múltiples y once ausentes. En 105 de los 106 únicos coincidió también el identificador normalizado de finca; el restante quedó señalado como discrepancia de identidad. Los 119 objetos remiten provisionalmente a 118 identificadores municipales, por lo que tampoco son 119 fincas distintas.

Tabla 3 – Contraste censal de los 119 objetos candidatos

Resultado del enlace espacial	Estado censal observado	Objetos
Único y finalizado	Construido	60
Único y finalizado	En construcción	1
Único y finalizado	Lote baldío	13
Único y pendiente	Captura por completar	32
Múltiple	Más de una observación	2
Ausente	Sin observación intersectante	11
Total		119

Fuente: contraste entre la capa de candidatos y el Censo S5 (Municipalidad de San Carlos, 2026c). La tabla describe observaciones intersectantes.

Los trece lotes baldíos se distribuyen en diez casos con declaración positiva, uno con permiso o construcción registrada y dos del grupo sin indicio administrativo. Las discrepancias requieren comprobar límites, ubicación del punto, estado físico y secuencia temporal; no constituyen evidencia de omisión.

La consulta adicional del XML municipal encontró antecedentes en cuatro de los 23 casos previamente clasificados sin indicio: tres declaraciones con valor total positivo y un caso con construcción y permiso. El resultado se obtiene bajo los enlaces provisionales y conserva el antecedente histórico para comparación. Entre los 19 restantes de ese grupo, doce tienen observación única, identificador coincidente y captura finalizada como construido; cuatro están pendientes como construido, dos finalizados como baldío y uno carece de enlace espacial. Los doce primeros reúnen más elementos para una revisión administrativa, sin que el cruce sustituya la comprobación del expediente.

Las cantidades del Censo requieren un control independiente: todos los registros presentan algún componente cuantitativo vacío y se detectaron 501 diferencias entre el total informado y la suma de componentes disponibles. Esas diferencias se mantienen como alertas, sin convertir vacíos en ceros ni certificar totales de unidades construidas.

4.2 Validación y localización del patrón espacial

El Moran global de la muestra registral histórica fue 0,06252, frente a un valor esperado de −0,00076, con z = 4,82 y pseudo-p de 0,0005 (9.999 permutaciones). La asociación es positiva y de magnitud pequeña. La significancia indica una señal espacial bajo la especificación adoptada, no un patrón intenso. Las 44 configuraciones examinadas mantuvieron el signo positivo, con índices entre 0,02512 y 0,15603 y pseudo-p máximo de 0,0025. La magnitud depende de cómo se transforma la variable y se define el vecindario; las vecindades por contigüidad reina y por bandas de 100 y 250 m dejaron, respectivamente, 14, 4 y 1 predios

sin vecinos, lo que altera la inferencia (BIVAND; PORTNOV, 2004) y respalda la elección de kNN como especificación principal.

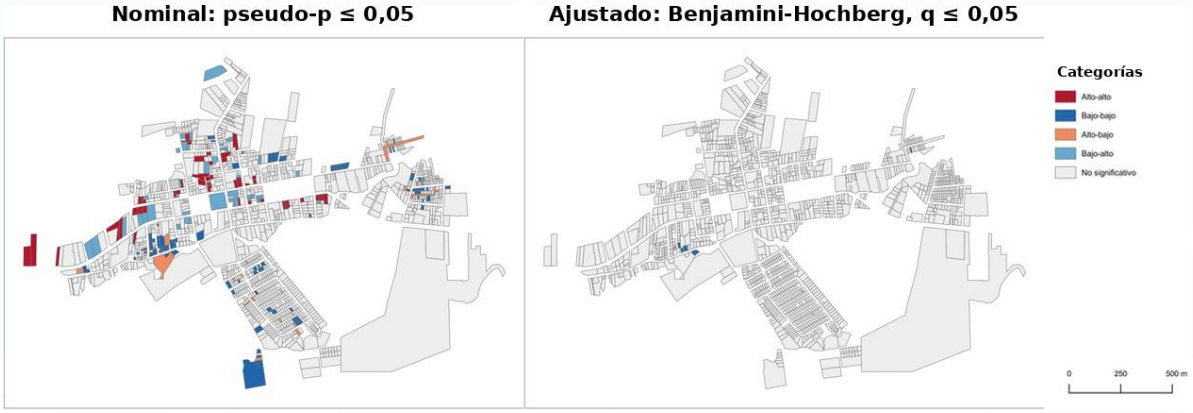
En el nivel local, el Moran identificó nominalmente 55 asociaciones alto-alto, 115 bajo-bajo, 24 alto-bajo y 48 bajo-alto, junto con 1.069 casos no significativos. Después del ajuste por comparaciones múltiples permanecieron siete bajo-bajo y un alto-bajo; los otros 1.303 no resultaron significativos. Ninguna de las asociaciones alto-alto conservó significancia ajustada (Tabla 4; Figura 2).

Tabla 4 – Asociación local nominal y ajustada por comparaciones múltiples (n = 1.311)

Estadístico y categoría	**Nominal (pseudo-p ≤ 0,05)**	**Ajustado (BH, q ≤ 0,05)**
Moran local: alto-alto (HH)	55	0
Moran local: bajo-bajo (LL)	115	7
Moran local: alto-bajo (HL)	24	1
Moran local: bajo-alto (LH)	48	0
Moran local: no significativo	1.069	1.303
Gi*: punto caliente	104	0
Gi*: punto frío	139	9
Gi*: no significativo	1.068	1.302

Fuente: capa canónica de inferencia (kNN = 8; 99.999 permutaciones condicionales). El ajuste se aplicó por separado a las 1.311 pruebas de cada estadístico.

Figura 2 – Moran local nominal y ajustado de la razón de discrepancia



Fuente: capa canónica de inferencia, n = 1.311. Izquierda: pseudo-p ≤ 0,05; derecha: Benjamini-Hochberg, q ≤ 0,05. Las categorías describen asociación estadística, no situación fiscal.

Gi* produjo 104 puntos calientes y 139 fríos nominales; tras el ajuste permanecieron nueve fríos y ningún caliente. Que dos estadísticos de formulación distinta coincidan en perder toda significancia alta acota la interpretación de los mapas: las concentraciones nominales orientan la exploración, pero no constituyen focos altos confirmados bajo el criterio ajustado. Las asociaciones bajas que sobreviven tampoco acreditan que los valores declarados en esos sectores estén actualizados: son compatibles tanto con declaraciones recientes como con referencias zonales bajas.

La señal global justifica estudiar la dimensión territorial de las discrepancias; la falta de asociaciones altas ajustadas impide asignarles prioridad por ese respaldo estadístico, de modo que la selección por razón y monto sigue siendo un criterio operativo distinto.

4.3 Estructura territorial y naturaleza del fenómeno

El centro ponderado por R_{sub} se desplaza 89,4 m respecto del centro medio, con azimut de 297,1°. La elipse presenta semiejes de 470,0 y 326,5 m; su eje mayor forma 8,0° con el eje X, equivalente a un azimut de 82,0° desde el norte. Estos descriptores resumen la distribución; el desplazamiento del centro no prueba una concentración significativa.

La antigüedad de las declaraciones, cuyo ciclo mínimo legal es de cinco años (COSTA RICA, 1995, art. 16), es una explicación posible de parte de las discrepancias: la fiscalización de siete municipalidades del país encontró que entre 2013 y 2017 las declaraciones recibidas anualmente no alcanzaron el 25 % de las exigibles, señaló valores fiscales desactualizados y declaraciones por montos menores al valor real, y recomendó verificar los datos declarados mediante inspecciones de campo (CONTRALORÍA GENERAL DE LA REPÚBLICA, 2018); los datos del piloto no permiten jerarquizarla frente a otras causas: la referencia simplificada omite factores físicos, de acceso y servicios, y el tratamiento por secciones de las fincas multizona. También pueden intervenir errores de área, asignación zonal o enlace. Tampoco se dispone de las variables necesarias para descartar que la pendiente o el frente influyan en la discrepancia.

Para la administración tributaria, el aporte consiste en reconocer qué evidencia falta en cada caso antes de valorar o corregir un registro: el contraste muestra antecedentes ya existentes, asociaciones prediales discutibles, cambios físicos o la necesidad de completar una visita. La organización del análisis en un proyecto QGIS con capas, temas y trazabilidad de fuentes permite consultar cada diferencia y su procedencia; una representación en el geoportal municipal debe distinguir resultados agregados de información de expediente y conservar sus restricciones de acceso, porque la publicación cartográfica no valida los datos.

5 CONCLUSIÓN

A la primera pregunta, si la discrepancia entre valor declarado y referencia zonal tiene estructura espacial, el piloto de La Fortuna responde con matices: existe una asociación global positiva, significativa y estable en 44 configuraciones, pero de magnitud pequeña ($I = 0{,}06252$), y ninguna asociación local alta supera el ajuste por comparaciones múltiples. La evidencia sostiene la conveniencia de estudiar la distribución territorial de las discrepancias, no la existencia de focos altos confirmados con el criterio adoptado.

A la segunda pregunta, si la cartografía constructiva mejora la selección de expedientes, la respuesta es afirmativa con una condición: solo cuando se integra con los registros municipales y con la observación de campo. De 3.352 cubiertas se llegó a 119 candidatos, de los cuales 74 tienen enlace censal único finalizado; trece de ellos corresponden a lotes baldíos y cuatro de los 23 casos sin indicio tenían antecedentes en otra exportación. Una discrepancia cartográfica requiere interpretación documental y temporal; la coincidencia física y de identificador permite seleccionar los casos mejor sustentados, doce en este piloto, sin convertirlos automáticamente en omisiones.

La contribución del estudio a la equidad fiscal se sitúa en la calidad de la información que fundamenta la actualización catastral: distinguir el indicador de selección, la evidencia física y la situación administrativa permite revisar inmuebles con criterios explícitos y evitar conclusiones basadas en una sola fuente. Los pasos siguientes son tres: resolver los enlaces discutibles entre cubiertas, predios y registros; completar la valoración individual de los expedientes seleccionados con los factores del modelo del ONT y el tratamiento por secciones de las fincas multizona, e incorporar precios de transacción, idealmente mediante un observatorio inmobiliario municipal (EGUINO; ERBA, 2024), para medir la uniformidad con

un estudio de razón (IAAO, 2013); y repetir el procedimiento en otros sectores del cantón para evaluar su transferencia y sus límites territoriales.

REFERENCIAS

ANSELIN, Luc. Spatial econometrics: methods and models. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.

ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association – LISA. Geographical Analysis, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995. DOI: 10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x.

BENJAMINI, Yoav; HOCHBERG, Yosef. Controlling the false discovery rate: a practical and powerful approach to multiple testing. Journal of the Royal Statistical Society: Series B, v. 57, n. 1, p. 289-300, 1995. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x.

BIVAND, Roger S.; PORTNOV, Boris A. Exploring spatial data analysis techniques using R: the case of observations with no neighbours. In: ANSELIN, Luc; FLORAX, Raymond J. G. M.; REY, Sergio J. (ed.). Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications. Berlin: Springer, 2004. p. 121-142. DOI: 10.1007/978-3-662-05617-2_6.

BIVAND, Roger S.; WONG, David W. S. Comparing implementations of global and local indicators of spatial association. TEST, v. 27, n. 3, p. 716-748, 2018. DOI: 10.1007/s11749-018-0599-x.

BRASIL. Ministério das Cidades. Portaria n.º 511, de 7 de dezembro de 2009. Diretrizes para a criação, instituição e atualização do Cadastro Territorial Multifinalitário (CTM) nos municípios brasileiros. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 8 dez. 2009. Atualizada pela Portaria n.º 3.242, de 9 de novembro de 2022.

CALDAS DE CASTRO, Marcia; SINGER, Burton H. Controlling the false discovery rate: a new application to account for multiple and dependent tests in local statistics of spatial association. Geographical Analysis, v. 38, n. 2, p. 180-208, 2006. DOI: 10.1111/j.0016-7363.2006.00682.x.

CONTRALORÍA GENERAL DE LA REPÚBLICA (Costa Rica). Informe de seguimiento de la gestión acerca de la recaudación y ejecución del impuesto sobre bienes inmuebles en las municipalidades de Barva, Esparza, Goicoechea, La Cruz, San Ramón, Santa Cruz y Tibás. Informe n.º DFOE-DL-SGP-00001-2018. San José, 21 jun. 2018. Disponible en: https://cgrfiles.cgr.go.cr/publico/docs_cgr/2018/SIGYD_D_2018010343.pdf. Acceso en: 14 set. 2026.

COSTA RICA. Ley n.º 6545, de 25 de marzo de 1981: Ley del Catastro Nacional. San José: Asamblea Legislativa, 1981.

COSTA RICA. Ley n.º 7509: Ley de Impuesto sobre Bienes Inmuebles. La Gaceta, San José, n. 116, 19 jun. 1995. Reformada por la Ley n.º 7729, de 15 de diciembre de 1997.

DE CESARE, Cláudia M.; QUINTANILLA TAMEZ, Luis F. (ed.). Sistemas del impuesto predial en América Latina y el Caribe. 2. ed. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy, 2026. ISBN 978-1-55844-466-9.

DE CESARE, Claudia M.; SILVA, Everton da; SILVA, Liane Ramos da. Avaliação de imóveis. In: SILVA, Everton da (org.). Cadastro Territorial Multifinalitário aplicado à gestão municipal. Florianópolis: UFSC; Ministério das Cidades, 2023. p. 97-124. DOI: 10.5281/zenodo.7951565.

EGUINO, Huáscar; ERBA, Diego (ed.). Mercado inmobiliario e impuesto predial: aplicaciones de técnicas de valuación masiva. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo, 2024. DOI: 10.18235/0005488.

FARIA FILHO, R. F.; GONÇALVES, R. M. L.; LUIZ, H. T. G. Modelos estatísticos para geração da Planta de Valores Genéricos: uma aplicação em município de pequeno porte. urbe. Revista Brasileira de Gestão Urbana, v. 11, e20180192, 2019. DOI: 10.1590/2175-3369.011.001.e20180192.

GETIS, Arthur; ORD, J. Keith. The analysis of spatial association by use of distance statistics. Geographical Analysis, v. 24, n. 3, p. 189-206, 1992. DOI: 10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x.

INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ASSESSING OFFICERS – IAAO. Standard on ratio studies. Kansas City, MO: IAAO, 2013.

INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ASSESSING OFFICERS – IAAO. Standard on mass appraisal of real property. Kansas City, MO: IAAO, 2025. Disponible en: https://www.iaao.org/wp-content/uploads/Standard_on_Mass_Appraisal.pdf. Acceso en: 11 set. 2026.

LOCH, Carlos; ERBA, Diego Alfonso. Cadastro técnico multifinalitário rural e urbano. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy, 2007. ISBN 978-85-906701-2-4.

MARRA, Thiago; BARBOSA, Kilder; OLIVEIRA, Eduardo; FREITAS, Deusimar; OLIVEIRA, Oscar; PADINHA, Selma; COSTA, Marcio. Applying LADM for Brazilian rural cadastre: a prototype and partial results. In: FIG BRAZIL JOINT LAND ADMINISTRATION CONFERENCE (3DLA2025), 3-5 nov. 2025, Florianópolis. Proceedings [...]. Florianópolis: FIG, 2025. Paper 62.

MINISTERIO DE HACIENDA (Costa Rica). Órgano de Normalización Técnica. Directriz ONT-002-2020: valoración de fincas ubicadas en más de una zona homogénea. San José, 25 jun. 2020. Disponible en: https://www.hacienda.go.cr/docs/2020_02_ValoracionFincasEnMasDeUnaZonaHomogenea.pdf. Acceso en: 11 set. 2026.

MINISTERIO DE HACIENDA (Costa Rica). Órgano de Normalización Técnica. Manual: modelo de valoración de bienes inmuebles. Código MH-ONT-PRO02-MAN-001, versión 01. San José, 2023. Disponible en: https://www.hacienda.go.cr/docs/2023_ModelodeValoracion.pdf. Acceso en: 11 set. 2026.

MINISTERIO DE HACIENDA (Costa Rica). Órgano de Normalización Técnica. Mapa de valores de terrenos por zonas homogéneas: provincia 2 Alajuela, cantón 10 San Carlos. San José, nov. 2024. Producto PVTZH 2025. Disponible en: https://www.hacienda.go.cr/docs/210_PVTZH_SanCarlos_2025.pdf. Acceso en: 11 set. 2026.

MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS. Catastro piloto de La Fortuna. San Carlos, 2026a. Base municipal, corte técnico del 5 jun. 2026. Datos de uso institucional.

MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS. Reportes administrativos de fincas de La Fortuna. San Carlos, 2026b. Reportes XML y XLSX de contraste; el XML contiene declaraciones hasta el 18 ago. 2026. Datos de uso institucional.

MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS. Censo de La Fortuna S5. San Carlos, 2026c. Consolidado de 2.908 observaciones, copia del 9 set. 2026; capturas hasta el 3 set. 2026. Datos de uso institucional.

MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS. Datos generales de fincas de Mapa_Catastral. San Carlos, 2026d. Archivo datos_fincas_general.xml, modificado el 1 set. 2026 y consultado el 11 set. 2026. Datos de uso institucional.

MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS. Anexo: estado del nuevo vuelo fotogramétrico con dron. San Carlos, 2026e. Documento técnico del proyecto, sin publicación comercial.

MUNICIPALIDAD DE SAN CARLOS. Resumen de metodología de producción cartográfica. San Carlos, abr. 2026f. Empresa ejecutora del proyecto: Consusalud S.A. Documento técnico de uso institucional.

ORD, J. Keith; GETIS, Arthur. Testing for local spatial autocorrelation in the presence of global autocorrelation. Journal of Regional Science, v. 41, n. 3, p. 411-432, 2001. DOI: 10.1111/0022-4146.00224.

ORD, J. Keith; GETIS, Arthur. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. Geographical Analysis, v. 27, n. 4, p. 286-306, 1995. DOI: 10.1111/j.1538-4632.1995.tb00912.x.

RAMÍREZ NÚÑEZ, Manuel; MORA VARGAS, Esteban A. Análisis de calidad del mapa catastral en Costa Rica utilizando Sistemas de Información Geográfica (SIG) de licencia pública. Revista Geográfica de América Central, n. 53, p. 173-187, jul./dic. 2014. DOI: 10.15359/rgac.2-53.8.

REGISTRO NACIONAL DE COSTA RICA. Cartografía catastral del distrito La Fortuna. San José, 2026. Capa vectorial; copia con fecha DBF del 1 jul. 2026. Datos institucionales.

REY, Sergio J. et al. Open geospatial analytics with PySAL. ISPRS International Journal of Geo-Information, v. 4, n. 2, p. 815-836, 2015. DOI: 10.3390/ijgi4020815.

SAUER, Jeffery; OSHAN, Taylor M.; REY, Sergio J.; WOLF, Levi John. The importance of null hypotheses: understanding differences in local Moran's Ii under heteroskedasticity. Geographical Analysis, v. 54, n. 4, p. 752-768, 2022. DOI: 10.1111/gean.12304.

ROMÁN FORASTELLI, Marcela. Costa Rica. In: DE CESARE, Cláudia M.; QUINTANILLA TAMEZ, Luis F. (ed.). Sistemas del impuesto predial en América Latina y el Caribe. 2. ed. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy, 2026. p. 215-248.

RUTZINGER, Martin; ROTTENSTEINER, Franz; PFEIFER, Norbert. A comparison of evaluation techniques for building extraction from airborne laser scanning. IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing, v. 2, n. 1, p. 11-20, 2009. DOI: 10.1109/JSTARS.2009.2012488.