

Economía Urbana: Taller 2

Universidad de los Andes

Andrés Serrano

Juan Felipe Duarte

Juan Camilo Arévalo

17 de noviembre de 2025

Pregunta 1. Trabajo de Leonardi y Moretti (2023)

Análisis de la Distribución de Restaurantes y Precios

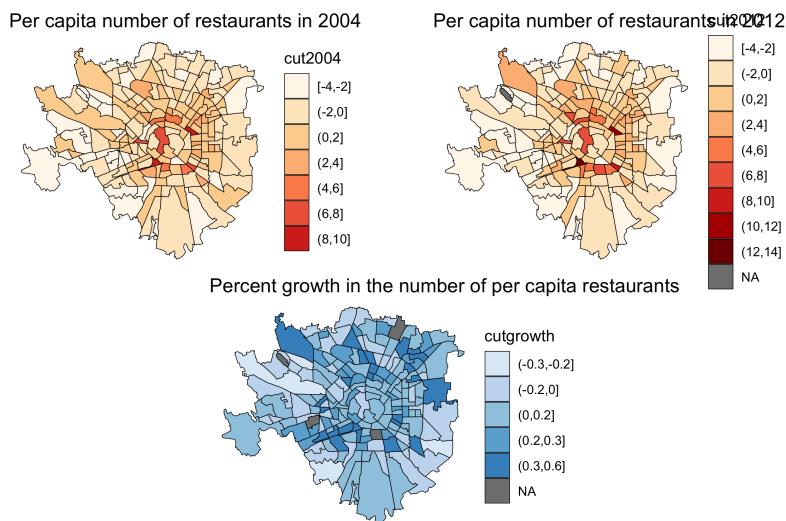


Figura 1: Distribución del número per cápita de restaurantes en 2004 y 2012

La réplica de la Figura 1 del artículo de (Leonardi y Moretti, 2023) revela una evolución significativa en la distribución del número per cápita de restaurantes entre 2004 y 2012. En el año 2004, la distribución se caracteriza por un rango principal que va desde $(-2, 0]$ hasta $(8, 10]$ restaurantes per cápita, mostrando una concentración en valores intermedios. Para 2012, se observa una expansión notable tanto en el rango de valores como en la dispersión de la distribución, alcanzando hasta $(12, 14]$ restaurantes per cápita en los extremos superiores. Esto último refleja la respuesta investigada por Leonardi y Moretti (2023) de la ciudad ante la disolución de la norma que limitaba la distancia entre restaurantes. Este patrón de crecimiento está categorizado en rangos que van desde $(-0.3, -0.2]$ hasta $(0.3, 0.6]$, indicando no solo un aumento absoluto en la densidad de restaurantes, sino también una mayor heterogeneidad en la distribución espacial. La expansión observada sugiere un proceso de democratización del acceso a servicios gastronómicos.

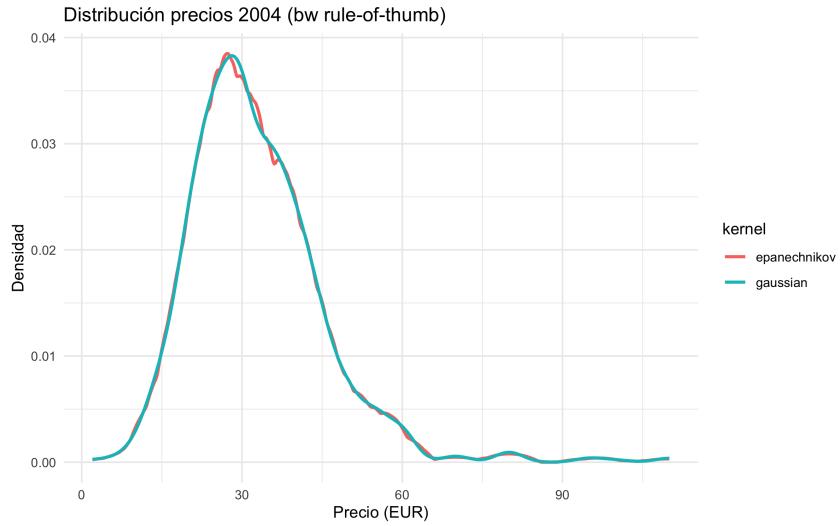


Figura 2: Distribución de precios 2004

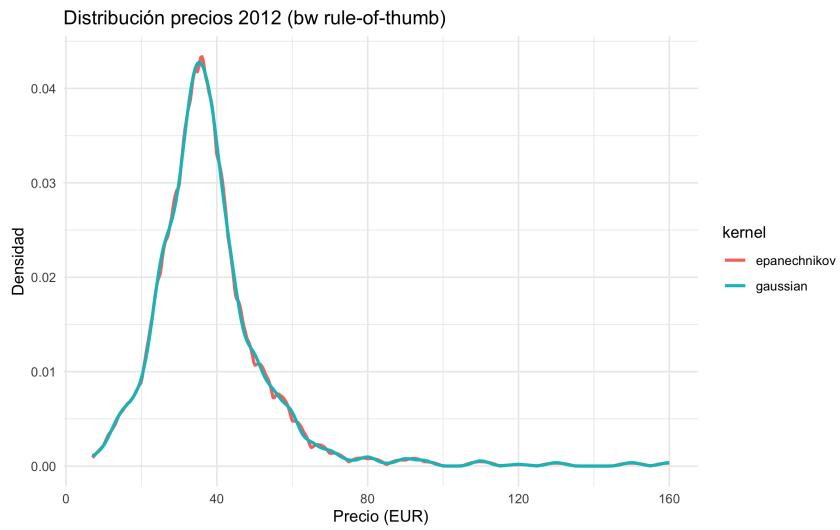


Figura 3: Distribución de precios 2012

micos o, alternativamente, un crecimiento generalizado del sector de restaurantes impulsado por factores económicos y cambios en los patrones de consumo.

Distribución de Precios

Estimación No Paramétrica con Diferentes Kernels

La estimación no paramétrica de la distribución de precios para ambos años utilizando kernels Epanechnikov y Gaussiano con el ancho de banda “rule-of-thumb”, de , esto para un BW (Silverman, 1986)de 2,6(2004) y de 2,2(2012) aproximadamente, revela patrones distintivos. Para 2004, la distribución de precios se extiende desde 0 hasta 90 EUR, con una densidad máxima aproximada de 0.04. Ambos kernels producen estimaciones similares, aunque el kernel Epanechnikov muestra una ligera mayor suavización en las colas de la distribución , mientras que el gausiano presenta mayor suavidad sobre el tramo inacial. Lo cual es esperable, teniendo en cuenta las

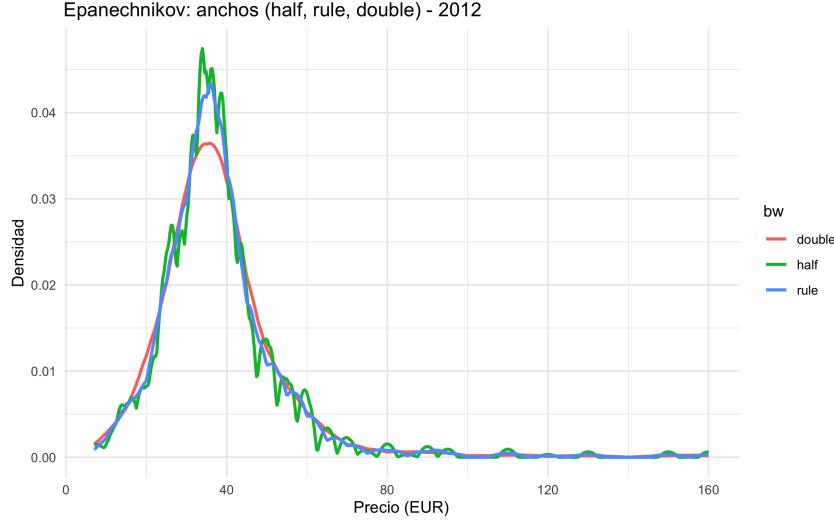


Figura 5: Variantes de ancho de banda 2012

propiedades estadísticas de los estimadores. En contraste, para 2012 se observa un desplazamiento marcado hacia la derecha en la distribución, con precios hallados entre 80 y 160 EUR. Este cambio representa un aumento sustancial en los niveles de precio, posiblemente reflejando procesos inflacionarios, mejoras en la calidad de los servicios, o cambios en la composición del mercado hacia establecimientos de mayor gamma, lo cual explicaría la rápida caída en precios el 2012.

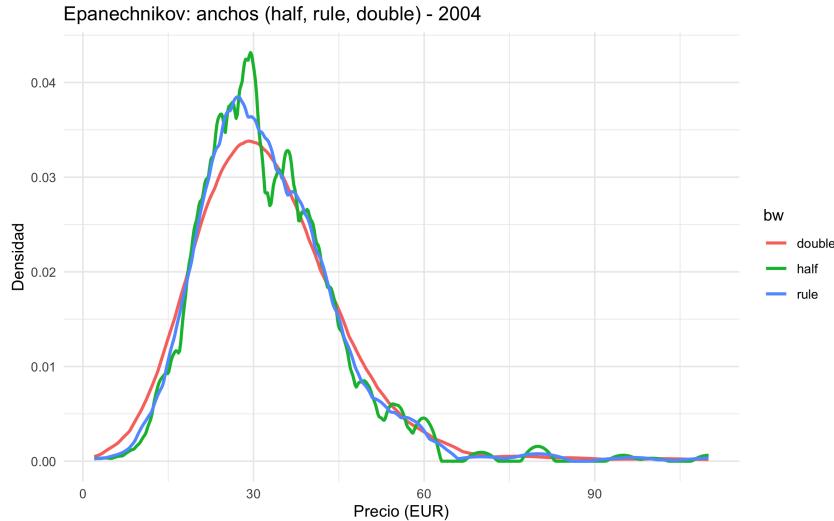


Figura 4: Variantes de ancho de banda 2004

El análisis de sensibilidad utilizando demuestra la importancia crítica de esta elección paramétrica. Para 2004, el ancho de banda reducido a la mitad produce una estimación con mayor variabilidad y múltiples picos, revelando estructura fina pero potencialmente sobreajustada. El ancho estándar ofrece un balance adecuado entre suavización y detalle, mientras que el doble del ancho produce una estimación excesivamente suavizada que oculta características importantes de la distribución. El patrón se repite para 2012, confirmando que la elección del ancho de banda

afecta significativamente la interpretación de los resultados. Esta sensibilidad resalta la importancia de realizar análisis de robustez en estimaciones no paramétricas. Sin embargo, sin tener en cuenta el posible sobreajuste, si se tiene en cuenta los múltiples picos, esto se puede interpretar que existen múltiples precios de equilibrio. Esto a su vez es indicativo de segmentación del mercado, diferenciación vertical de calidad y/o competencia monopolística, donde distintos tipos de restaurantes enfrentan distintos costos, niveles de calidad y tipos de demanda, afectada por los posibles efectos aglomeratorios.

Evidencia de Concentración de Precios

Se encuentra evidencia clara de concentración de precios, particularmente notable en la distribución de 2012, que muestra una curva más estrecha y unimodal, y con precios alrededor del rango de 120-160 EUR, en contraste con la distribución más dispersa de 2004. Este fenómeno puede explicarse mediante varios mecanismos. Primero, por la ley de demanda se espera que en mercados competitivos, los establecimientos converjan hacia rangos de precio similares para evitar competencia directa por precio. Segundo, podría reflejar segmentación del mercado donde los restaurantes se agrupan en categorías específicas de precio basadas en calidad y servicios ofrecidos. Tercero, procesos de inflación diferenciada pueden haber afectado más intensamente al sector restaurantero que a otros sectores de la economía. Finalmente, cambios en los patrones de consumo hacia experiencias gastronómicas más premium podrían estar impulsando esta concentración en rangos de precio superiores.

Test de Duranton y Overman (2005) para Barrios con Mayor Crecimiento

Implementación del Test

La implementación del test de Duranton y Overman (2005) para los cinco barrios con mayor crecimiento en el número de restaurantes per cápita se realizó considerando distancias entre 0 y 1km, asumiendo que cualquier ubicación dentro del barrio representa una localización potencial para un restaurante. La metodología calcula la densidad de distancias pareadas entre todos los establecimientos y compara esta distribución empírica contra distribuciones de referencia generadas bajo hipótesis de aleatoriedad espacial.

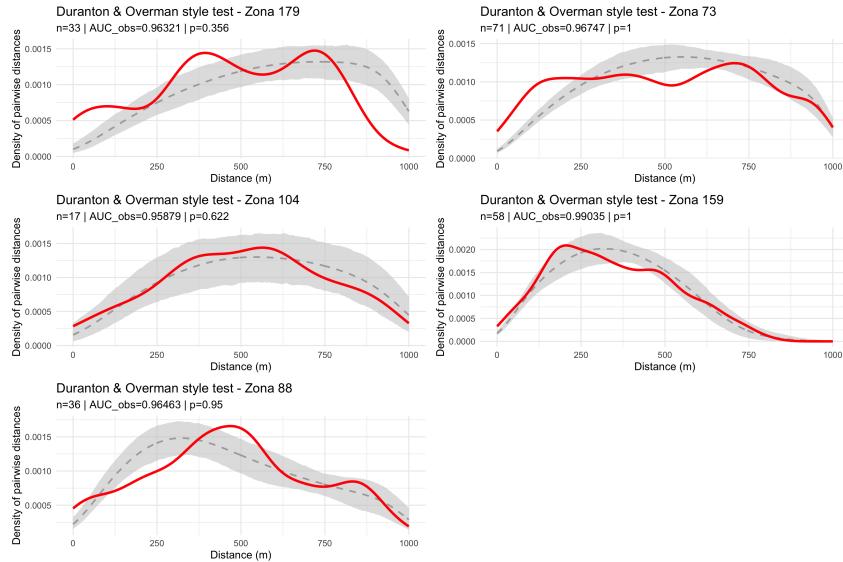


Figura 6: Zona 73

Los resultados del test (Duranton 2005), muestran una ausencia generalizada de evidencia estadísticamente significativa para patrones de localización o dispersión:

- Zona 73 (n=71): Con un indice de localización observado de 0.96747 y p-value de 1.000, no se encuentra evidencia de localización significativa, a pesar del alto número de establecimientos.
- Zona 88 (n=36): Presenta un indice de localización 0.96463 con p-value de 0.950, mostrando evidencia débil de localización que no alcanza significancia estadística convencional.
- Zona 104 (n=17): El menor tamaño muestral (17 establecimientos) muestra un indice de localización de 0.95879 con p-value de 0.622, indicando ausencia de patrones espaciales significativos.
- Zona 159 (n=58): Aunque exhibe el indice de localización más alto (0.99035), el p-value de 1.000 sugiere que este patrón espacial definido no es estadísticamente significativo.
- Zona 179 (n=33): Con un indice de localización de 0.96321 y p-value de 0.356, no se rechaza la hipótesis nula de aleatoriedad espacial.

La evidencia conjunta sugiere que, contrario a lo que podría esperarse en barrios con alto crecimiento de restaurantes, no existen patrones fuertes de aglomeración o dispersión a escalas menores a 1km. Esto puede interpretarse de varias maneras: primero, que la localización de restaurantes responde a factores distribuidos homogéneamente dentro del barrio; segundo, que las externalidades de aglomeración operan a escalas espaciales diferentes a la analizada; o tercero, que los restaurantes en estos barrios siguen patrones de localización determinados por características específicas del terreno o usos de suelo que no generan clusters evidentes a la escala de análisis empleada. La falta de significancia estadística en todos los casos, a pesar de los altos valores del indice de localización observados en algunas zonas, resalta la importancia de considerar no solo la magnitud del efecto sino también su variabilidad en el análisis de patrones espaciales.

Pregunta 2. Distribución Racial en Chicago

Mapas y Evolución Racial

Vamos a revisar la distribución espacial de las diferentes razas en Chicago, la cual ha cambiado a lo largo del tiempo dentro de los barrios. En primer lugar, la tabla 1 muestra que, a lo largo del tiempo, el promedio de la población blanca al interior de los barrios ha disminuido con el tiempo, compensado por un aumento de las proporciones de las minorías. Sin embargo, al detallar las diferentes razas, parece que el grupo que más ha pasado a ocupar las viviendas que liberan los blancos son los latinos, cuya proporción ha pasado del 19,2 % al 23,9 %.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas por año

Año	Prop_Afro	Prop_Hisp	Prop_Blanco	Prop_Minoría	Prop_Ingreso
2000	0.293	0.192	0.451	0.548	78,762.946
2015	0.288	0.232	0.400	0.599	67,953.144
2020	0.275	0.239	0.393	0.606	78,040.741

Al revisar, a través de mapas, la evolución de las proporciones a través del tiempo, es posible observar en la figura 7 que, para los afroamericanos, se han ubicado tradicionalmente hacia la parte sur y una zona específica de la zona centro-occidente de Chicago, que parece alejarse del CBD de la ciudad. Sin embargo, la evolución muestra que la población de afros ha disminuido en la parte central, mientras que en la parte sur se mantiene constante.

Evolución de la proporción de Afroamericanos en Chicago (2000–2020)

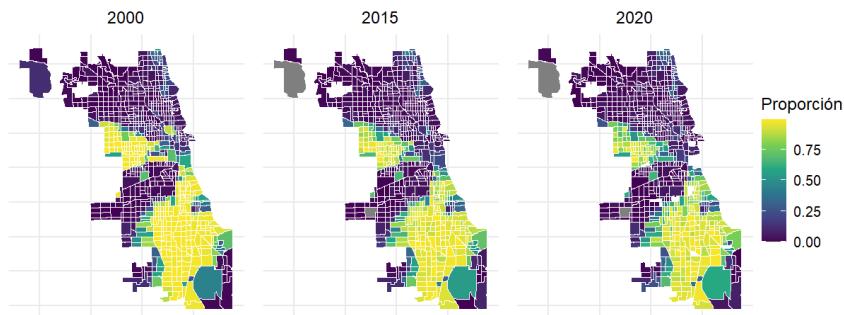


Figura 7: Evolución de la proporción de Afroamericanos entre 2000 y 2020.

En cuanto a la proporción de latinos, la figura 8 muestra que los latinos se han concentrado con el tiempo hacia la zona centro-occidental de la ciudad y, con el paso del tiempo y el aumento de la migración latina, parece verse una ampliación de esa zona de concentración latina, acercándose cada vez más hacia el centro y el oriente de Chicago.

Evolución de la proporción de Hispanos en Chicago (2000–2020)

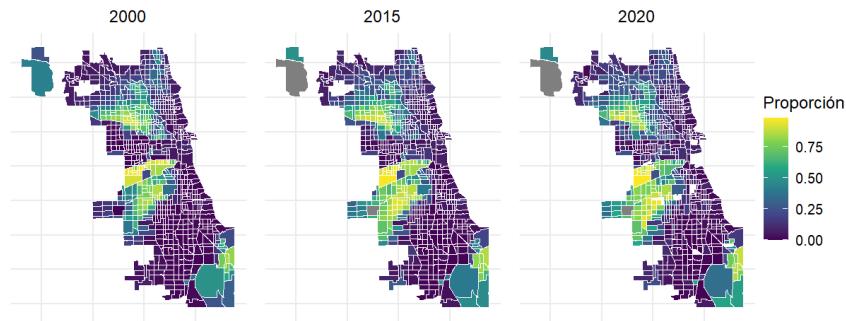


Figura 8: Evolución de la proporción de Latinos entre 2000 y 2020.

Es decir, estos mapas demuestran que, tomando como muestra representativa estos dos grupos, los grupos raciales distintos a los blancos toman la mayoría de la extensión de la ciudad de Chicago, especialmente en las partes sur y occidental de la ciudad. Aunque los movimientos, especialmente de los latinos, han ido expandiendo estas áreas de influencia, se observa que se mantiene inalterada la zona nororiental de la ciudad, hacia la costa del Gran Lago. A su vez, la figura 9 muestra que parece existir una correlación con la ubicación de estos grupos y su ingreso promedio ya que, se puede observar que estos barrios tienen unos ingresos en promedio más bajos que la zona nororiental de la ciudad y, lo más concluyente, es que no hay muchos cambios significativos positivos a través del tiempo, sino que estas manzanas censales se mantienen en los quintiles más bajos de la distribución.

Evolución de la proporción de Ingreso Medio en Chicago (2000–2020)

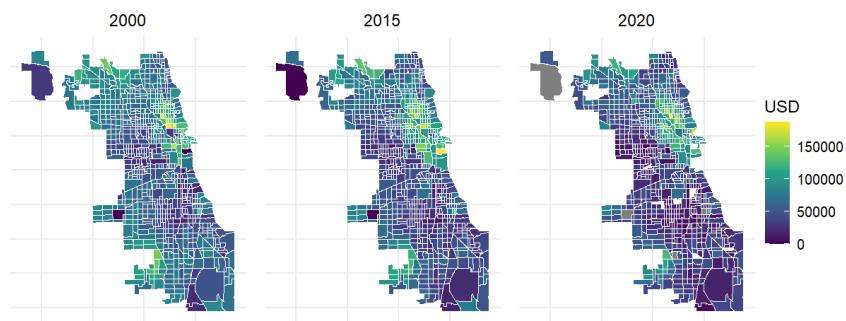


Figura 9: Evolución del Ingreso Medio entre 2000 y 2020.

La intuición dada inicialmente con los mapas se puede corroborar si se construye una matriz de correlaciones entre la proporción de afroamericanos, hispanos y el ingreso medio del barrio. La tabla 2 muestra la correlación negativa entre ambas razas y entre razas con el ingreso, lo que muestra que los habitantes de estas zonas principalmente habitadas por razas no blancas, tienen menores ingresos en comparación con otras zonas censales de Chicago.

Cuadro 2: Matriz de Correlaciones

	Prop_Afro	Prop_Hisp	Median_Inc
Prop_Afro	1	-0.553	-0.532
Prop_Hisp		1	-0.099
Median_Inc			1

Índices

En primer lugar, se construyen los índices de disimilitud para cada uno de los años de la muestra (2000, 2015 y 2020), los cuales se observan en la tabla 3. Además, la tabla 4 muestra los resultados al hacer el índice de aislamiento.

Cuadro 3: Índices de Disimilitud para Afros e Hispanos

Año	Índice Afros - Blancos	Índice Hispanos - Blancos
2000	0.854	0.591
2015	0.825	0.606
2020	0.817	0.594

Cuadro 4: Índices de Aislamiento para Afros e Hispanos

year	Índice Afros	Índice Hispanos
2000	0.837	0.590
2015	0.783	0.610
2020	0.753	0.582

Al revisar los índices para los afroamericanos, la tabla 3 muestra que el índice de disimilitud se mantiene por encima del 0,8, lo cual da indicios de una segregación persistente a lo largo de los 20 años de análisis. Sin embargo, parece que la segregación ha disminuido marginalmente con el tiempo, pasando del 0,85 en 2000 al 0,81 en 2020, lo que significa que los afroamericanos han empezado a mezclarse un poco más con los blancos, aunque todavía se debería reasignar al 81 % de la población para lograr una integración plena. Por otro lado, la tabla 4 muestra que los afroamericanos viven segregadamente con otros afroamericanos, ya que, en promedio, los afroamericanos han vivido en barrios donde más del 70 % de la población es afroamericana. Nuevamente, la tendencia es a la baja (pasando de 0,85 en 2000 al 0,75 en 2020), lo que demuestra una mayor integración entre afroamericanos y personas de raza blanca, pero todavía con una segregación persistente.

Por su parte, los hispanos tienen un índice más pequeño (20 puntos porcentuales menos, aproximadamente, que los afroamericanos), lo cual expone que habría que mover una proporción menor de la población, para alcanzar la integración al interior de los barrios de las zonas. Sin embargo, a través del tiempo no han habido cambios significativos en la magnitud del índice, manteniéndose alrededor del 0,6. Esto se puede corroborar con el índice de aislamiento, donde

también se mantiene alrededor del 0,6, lo cual nos dice que, en promedio, los hispanos viven en barrios donde el 60 % de sus habitantes son hispanos.

Estos resultados pueden explicarse dado que los afroamericanos han empezado a tomar un valor más predominante en Chicago. Como se ve en el mapa de la figura 7, se ve que los afroamericanos han empezado a ubicarse en zonas del occidente y del norte de la ciudad, que antes eran dominadas por los blancos, lo cual hace que haya una mayor integración al interior del barrio y que los afroamericanos coexisten con otras razas. Esto puede deberse a las nuevas leyes antisegregación del siglo XXI (Novara & Khare, 2017) que empezaron a cambiar los comportamientos respecto a las leyes del siglo XX, que profundizaron las grietas de segregación.

Por su parte, el caso de los hispanos, aunque Novara y Khare (2017) mencionan que también hubo una políticas para grupos latinos, la gran ola migratoria de los primeros años del siglo XXI pudieron revertir los esfuerzos buscados, lo que dejó sin cambios (ni positivos, ni negativos), en la segregación de los barrios. Es más, parece que los nuevos migrantes, se ubicaron en más partes del centro de Chicago, donde estaban ubicados inicialmente, pero también, como lo muestra la figura 8, fueron ampliando sus asentamientos hacia el noroccidente de Chicago.

Tipping Points

Al hacer los respectivos cálculos, se encontró que los tipping points sí cambian con el paso del tiempo y el resumen se puede encontrar en la tabla 5.

Cuadro 5: Tipping Points por Grupo Étnico y Período

Grupo	2000-2015	2015-2020
Minorías	0.246	0.253
Afroamericanos	0.084	0.036
Hispanos	0.058	0.098

De forma general, se puede observar que los cambios son disímiles entre los grupos. En general, parece que el tipping point respecto a la totalidad de las minorías ha aumentado marginalmente (0,007). Sin embargo, al abrir por las distintas razas los resultados varían. Por ejemplo, en el caso de los afroamericanos, se puede observar que el tipping point se reduce en 8,4 puntos porcentuales, lo que infiere que la "tolerancia" de los blancos respecto a los afroamericanos se ha reducido, posiblemente por una mayor expansión de los afroamericanos a lo largo de la ciudad de Chicago. Por su parte, para los hispanos ocurre el efecto contrario: Aumenta 0,04, lo que refiere una mayor "tolerancia" al grupo, posiblemente influenciado por los afroamericanos u otras razas que estén en la ciudad.

Al ver la composición de los mapas, la figura 10 muestra que, para las minorías, hubo varias zonas censales que pasaron de estar por debajo del tipping point del 2000-2015 a estar por encima del 2015-2020 (rojo), especialmente hacia las zonas occidental y nor-occidental de la ciudad. A su vez, se observan ciertos barrios que se reacomodaron y pasaron de estar por encima del tipping point de 2000-2015 a estar por debajo del de 2015-2020 (verde). En resumen, esto es consistente con lo visto anteriormente de la ampliación de la zona de influencia de grupos minoritarios hacia zonas que antes eran principalmente habitadas por personas blancas (siendo

el cambio más drástico el de la saliente occidental de Chicago). Sin embargo, se pueden ver ciertas reconstrucciones de barrios dado que también, en la zona nororiental de la ciudad, se ve que han pasado a estar por debajo del tipping point, lo que indica que puede ser que haya una reubicación de ciudadanos blancos en esa zona.

Cambios en el Tipping Point de Minorías

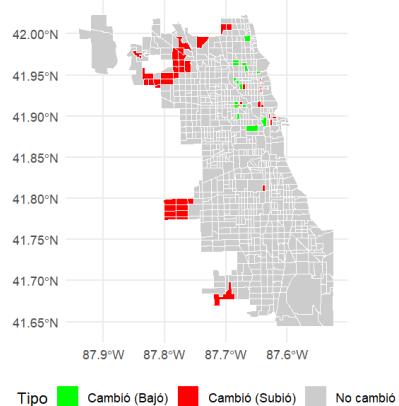


Figura 10: Evolución de Barrios Alrededor del Tipping Point de Minorías

Pregunta 3. Mercado de Alquiler en Suecia

Motivación y Contexto

La discriminación en el mercado de vivienda ha sido ampliamente documentada en países desarrollados y en desarrollo, y constituye una de las fuerzas más persistentes detrás de la segregación urbana, la desigualdad de oportunidades y la movilidad social limitada. La evidencia acumulada muestra que las barreras que enfrentan ciertos grupos —étnicos, raciales, religiosos o migrantes— se manifiestan a la hora de decidir el sitio donde habitar y desarrollarse. Es decir, desde la etapa más temprana del proceso de búsqueda de vivienda: el primer contacto entre el arrendatario y el potencial inquilino. Esta etapa inicial, aunque parezca un simple acercamiento, una aceptación o un rechazo del alquiler puede determinar los barrios accesibles, las escuelas y otros servicios primarios y secundarios que, en consecuencia, puede determinar el conjunto de oportunidades sociales y económicas que una familia y, en especial, los niños, pueden aspirar. Esta segregación ha sido demostrada por Arapoglou & Sayas (2009), quienes muestran que en Atenas, las personas se han movilizado generando nuevas dinámicas. Por un lado, los migrantes y trabajadores no calificados se han desplazado hacia el centro de la ciudad, mientras que los trabajadores calificados y gerentes han preferido moverse hacia los suburbios de clase alta.

La literatura ha demostrado que la segregación urbana sí tiene efectos permanentes sobre múltiples dimensiones socioeconómicas. Hu & Wang (2019), en su análisis del sistema educativo de Shanghái, encuentran que las escuelas privadas de alto rendimiento están fuertemente segregadas por nivel socioeconómico. Además, la segregación del entorno urbano se correlaciona negativamente con el desempeño escolar. Al revisar otra de las aristas, el mercado inmobiliario también ha estado bajo la lupa. Ahmed & Hammarstedt (2008) han mostrado que la discriminación al interior de la ciudad tiene el poder de generar movimientos en el mercado inmobiliario. Utilizando perfiles idénticos que diferían únicamente por el nombre —un hombre sueco, una mujer sueca y un hombre con nombre árabe/musulmán— los autores documentan que el solicitante con nombre árabe recibe sustancialmente menos respuestas, menos invitaciones a visitas y menos oportunidades de interacción con los arrendadores. Además, encuentran un patrón atípico respecto a la literatura laboral: mujeres suecas son tratadas más favorablemente que hombres suecos. Estos resultados demuestran que la discriminación en el acceso a vivienda es sistemática, ocurre incluso en mercados regulados y opera como puerta de entrada a procesos más amplios de segregación territorial.

Más aún, la literatura reciente analiza cómo las políticas públicas pueden influir en estos patrones discriminatorios. Gorzig & Rho (2023) investigan si las renter protection policies implementadas en Minneapolis y St. Paul reducen la discriminación hacia afroamericanos y somalíes. Sus resultados muestran que las reformas generan una disminución en la brecha de callbacks, pero esta reducción es parcial: para los solicitantes somalíes, la discriminación apenas se reduce. Este hallazgo es consistente con modelos de discriminación estadística (Phelps, 1972), en los que los arrendadores usan el grupo étnico como señal de riesgo financiero o cumplimiento contractual, y también con modelos taste-based (Becker, 1957), donde los prejuicios explícitos persisten incluso

ante cambios regulatorios.

Por ello, este proyecto propone replicar y actualizar el diseño experimental de Ahmed & Hammarstedt (2008) utilizando datos contemporáneos, con el fin de identificar si la legislación antidiscriminación ha tenido efectos persistentes sobre la conducta de los arrendadores y sobre las brechas en el acceso a la vivienda. La contribución del estudio es doble: por un lado, actualiza evidencia fundamental en un país donde las dinámicas migratorias, económicas y regulatorias han cambiado sustancialmente en la última década; por otro, aporta un test empírico directo sobre la efectividad de una política antidiscriminación en un mercado real, ofreciendo implicaciones de gran relevancia para el diseño de políticas de integración, movilidad social y equidad territorial.

Mercado Inmobiliario en Suecia

En términos generales, la Oficina de Estadísticas de Suecia muestra que hay 10.587.710 personas distribuidas en 4.971.975 viviendas. Es decir, en promedio, viven 2,12 personas por hogar. La distribución de estas viviendas se observa en la tabla 6. En resumen, casi un 30 % de los hogares en Suecia no son propios, sino que viven en viviendas alquiladas, lo cual corresponde a 2.898.138 personas. Esto quiere decir que sí existe una parte considerable de los hogares (casi una tercera parte), que depende de las aplicaciones a alquileres y que hacen que el mercado inmobiliario de alquileres sea dinámico. Además, se puede observar que la mayoría de las personas con posibilidad de comprar una casa, van a vivir en casa propia (47%) y no van a considerar alquilar una vivienda de terceros. Esto, además, da indicios de que las personas que alquilan en Suecia son de hogares de ingresos medios o bajos.

Cuadro 6: Distribución de Viviendas en Suecia

Viviendas Unifamiliares	Número	Proporción
Vivienda Propia	1.913.820	47,0 %
Cohabitación con el dueño	103.491	2,4 %
Vivienda en Arriendo	75.143	1,6 %
Viviendas Multifamiliares		
Vivienda Propia	2.777	0,1 %
Cohabitación con el dueño	1.048.379	17,7 %
Vivienda en Arriendo	1.452.560	25,7 %

Por su parte, para entender el mercado inmobiliario en Suecia, es necesario entender la evolución de los precios de la vivienda. De forma general, los datos extraídos a través de la Reserva Federal de San Luis, muestran que los precios de la vivienda han aumentado constantemente desde 1995. Sin embargo, el período después de la pandemia generó una gran afectación a este mercado y, por consiguiente, se vio un estancamiento y reducción de los precios. Para este período, el índice cae 30 puntos (de 163,96 en el Q1 de 2022 a 130,27 en el Q2 de 2025). Para la actualidad, se ve una pequeña recuperación en la figura 11, y los análisis muestran que "la

demanda está mejorando notablemente, en medio de la caída de los tipos de interés" (Delmendo, 2025).

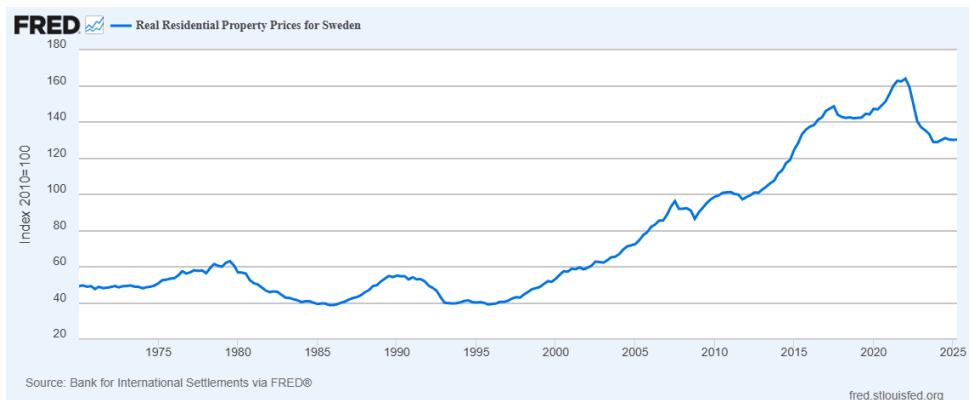


Figura 11: Histórico del índice de los precios de vivienda en Suecia.

Esto quiere decir que, para este momento, Suecia se enfrenta en un momento de recuperación, con tasas de interés que impulsan la compra de vivienda y con precios que no son tan altos como los históricamente reflejados. Así pues, es posible que muchas personas lo vean como el momento propicio para comprar, en vez de alquilar o, en su defecto, para comprar más viviendas con el objetivo de ponerlas en alquiler. Por tanto, la demanda por viviendas para alquiler podría estarse viendo reducida y, por tanto, este efecto económico sumado a la Ley Antidiscriminación en vigencia, podrían estar haciendo que las tasas de rechazo obtenidas por Ahmed & Hammarstedt ya no sean las mismas y los propietarios estén más dispuestos a no rechazar personas de otros géneros, razas o nacionalidades.

Planteamiento de Hipótesis

Por todo lo anterior, se espera que a pesar del tiempo, se mantiene una discriminación étnica sistemática. Por un lado, se espera que las tasas de rechazo en las aplicaciones para alquilar sean menores, en comparación con el estudio de Ahmed, a través de todos los grupos. Sin embargo, se espera que los grupos minoritarios todavía mantengan unas tasas de rechazo por encima de las personas suecas, lo que refleja esa discriminación sistemática que no es explicada por factores económicos o políticos, sino por la cultura sueca.

Esta hipótesis se sustenta en que, aunque podría existir un efecto positivo de la ley y la demanda del mercado, hay dos teorías económicas que justifican una discriminación persistente relacionado con el tema cultural. La primera es la *taste-based discrimination* (Becker, 1957), que argumenta que ciertos arrendadores tienen preferencias personales negativas hacia ciertos grupos y están dispuestos a incurrir en un costo económico para evitar interactuar con ellos. La segunda es la *statistical discrimination* (Phelps, 1972; Arrow, 1973), según la cual los arrendadores toman decisiones basadas en creencias generalizadas sobre las características medias de un grupo cuando carecen de información individual precisa, usando proxies como el nombre para inferir variables no observables como ingresos, fiabilidad o riesgo.

Profundizando en la hipótesis, se considera que los resultados pueden ser heterogéneos por los grupos tanto de arrendadores como de arrendatarios, aunque todos vayan en la misma dirección. Es decir que se proponen como hipótesis secundarias,

- Primero, existirá un sesgo discriminatorio, donde los hombres pertenecientes a las minorías tendrán un porcentaje mucho mayor de rechazo que aquellas mujeres pertenecientes al mismo grupo.

Esta hipótesis se apoya en la noción de interseccionalidad (Crenshaw, 1989), según la cual las desventajas sociales se acumulan al combinar múltiples dimensiones de identidad. Estudios como Booth, Leigh & Varganova (2011) muestran que mujeres inmigrantes reciben un trato más favorable que sus contrapartes masculinas, posiblemente por ser percibidas como menos riesgosas.

- Segundo, existirá una mayor tasa de rechazo entre arrendadores privados que para las empresas inmobiliarias, como reflejo de las preferencias.

La hipótesis se apoya en que los arrendadores privados pueden manifestar prejuicios personales con mayor libertad, mientras que las empresas enfrentan presiones regulatorias y reputacionales. Esto restringe sus márgenes para actuar según preferencias personales (Baldini & Federici, 2011).

- Tercero, la discriminación es más severa para propiedades caras.

Desde la perspectiva de discriminación estadística, arrendadores podrían asociar ciertos nombres con menor capacidad de pago, aplicando sesgos más fuertes en propiedades más costosas (Ahmed & Hammarstedt, 2008; Auspurg et al., 2019).

- Cuarto, los solicitantes con nombres musulmanes enfrentan mayor discriminación que aquellos asociados a otras minorías (por ejemplo, del este de Europa o América Latina).

Entrando más en las percepciones de los suecos sobre los grupos de migrantes, diversos estudios documentan jerarquías étnicas (Hagendoorn, 1995; Bursell, 2014), según las cuales algunos grupos (por ejemplo, musulmanes) enfrentan estigmas más fuertes en el contexto europeo. Carlsson & Eriksson (2019) encuentran que nombres musulmanes son especialmente penalizados en el mercado sueco.

Diseño experimental

El estudio consiste en realizar un experimento aleatorio, utilizando el correo electrónico en el mercado de alquiler de vivienda en Suecia. A continuación, se describe detalladamente el diseño: la selección de perfiles ficticios, la forma de envío de solicitudes a anuncios, los controles implementados para garantizar la validez del experimento y las variables que se recopilarán. Asimismo, se crearán cinco identidades ficticias que representen las muestras a estudiar: un hombre sueco, una mujer sueca, una mujer de origen latino, un hombre de origen latino y un hombre de origen árabe/musulmán. La elección de los nombres propios es crítica, ya que serán la señal principal de la etnia y género percibidos. Para seleccionarlos objetivamente, utilizaremos datos de frecuencia de nombres de Statistics Sweden u otras fuentes oficiales recientes. Siguiendo a Ahmed

y Hammarstedt (2008), escogeremos nombres de pila muy comunes en cada grupo demográfico para maximizar la familiaridad y evitar sesgos por rareza. Para el hombre, se escoge el nombre "Erik Johansson". Para el hombre y mujer latinos, se escogen los nombres "María Hernandez" y "Juan Rodríguez" y, por último, para el nombre de "Mohammed Rashid". Con estas decisiones, se asegura que los nombres sean lo más reconocibles posibles para cada una de las culturas.

Plataforma y anuncios de vivienda

El experimento se llevará a cabo en el mercado real de alquiler sueco usando plataformas en línea. En particular se utilizará el sitio web Blocket.se y páginas oficiales de empresas inmobiliarias. Blocket permite a los interesados contactar a los anunciantes mediante correo electrónico, lo cual se alinea perfectamente con el diseño. Durante el periodo del experimento, se solicitará información a todos los anuncios elegibles de apartamentos en alquiler publicados, sin restricciones a priori de ubicación, precio o características de la vivienda. El objetivo es poder aplicar tanto para clientes individuales como a agentes inmobiliarios. Sin embargo, para poder controlar al máximo las endogeneidades del experimento, se procederá a tomar las siguientes características:

- Se excluirá cualquier anuncio que especifique un medio de contacto distinto al correo electrónico.
- Si un arrendador indica en el anuncio preferencias explícitas por género o etnia del inquilino, esos casos se excluirán.
- Se filtrarán aquellos anuncios duplicados o que el mismo inmueble esté disponible en varias páginas, así es posible asegurarse que no hayan observaciones duplicadas.

Con los anuncios disponibles, se subdividirá en 5 grupos, donde a cada uno de los grupos se le enviará el correo de uno de los perfiles construidos. En cuanto al contenido del correo, se crea una plantilla estandarizada tipo carta de presentación para los e-mails, donde el texto se mantenga casi idéntico y solamente se ajusten características como nombre y género. Cada mensaje será breve y formal. Con esto, la idea es eliminar fuentes de variación no deseada y permitir que la única diferencia sea el nombre y género. Durante el experimento, se recopilarán datos tanto de los anuncios (antes del envío) como de las respuestas de los arrendadores (después del envío) para su uso en el análisis. Se detallan a continuación las principales variables. En primer lugar, se tendrán en cuenta las siguientes variables de control de los inmuebles:

- ID del inmueble, junto con fecha y hora de envío de la solicitud; con el objetivo de llevar un control interno y temporal.
- Ciudad y localidad donde se ubica el apartamento, para clasificar las regiones de Suecia.
- Características de la Vivienda como: Metraje Construido, Número de Habitaciones, Número de Baños y Renta Mensual (en coronas suecas).
- El tipo de arrendador, si es directamente con una persona o a través de una inmobiliaria.

- Nombre y género del arrendador, si es publicada en los anuncios, lo cual nos permite controlar sobre aplicaciones de misma raza o distinta raza.

Por otro lado, la variable de resultado será el tipo de respuesta que brinde el arrendador, que puede ser catalogada en tres categorías:

- Sin respuesta.
- Respuesta Negativa o de Rechazo, donde el arrendador no continúe con la conversación o de algún indicio como que el inmueble no esté disponible.
- Respuesta Positiva, donde el arrendador esté dispuesto a seguir con la conversación o solicite información adicional de la persona interesada.

Este procedimiento descrito anteriormente, dado su componente aleatorio y el objetivo de realizar un RCT, permite asegurar la validez interna del experimento, al controlar y estar seguros de que se mitigan todos los sesgos posibles y de que la variación en cuanto al rechazo va a estar explicado únicamente por las concepciones y los pensamientos de los agentes inmobiliarios o de las personas naturales, pero de ningún modo de las características propias de los solicitantes, su forma de escritura, o de características únicas de los inmuebles. Sin embargo, se debe reconocer que el análisis y los resultados acá obtenidos, como se mencionó anteriormente, dependen fuertemente de las concepciones, la educación y la cultura sueca respecto a los migrantes, respecto a otras religiones y respecto a su educación discriminatoria que hayan tenido en sus familias o escuelas. Así pues, incluso al repetir el análisis con otros países escandinavos, de Europa Occidental o incluso con Estados Unidos, los resultados carecerán de validez dadas esas diferencias culturales. Incluso, es posible que el grupo control de la raza blanca sueca sea un grupo minoritario en otros continentes, con lo cual los resultados podrían ser disímiles. Aun así, se sugiere evaluar esto en próximos estudios, ya que de las concepciones culturales depende mucho el acogimiento de los migrantes en otras naciones.

En cuanto a la parte ética del estudio, se considera que, aunque puede ser inofensivo en su mayoría, siendo lo más respetuosos y menos invasivos posible, es verdad que se incurre en una falla a la verdad al enviar correos de personas que no existan, que son fabricadas y que, incluso, se podría correr el riesgo de suplantar una persona verdadera con las características escogidas de forma aleatoria. Esto podría generar una desconfianza, sumada a la ya existente cuando dos desconocidos se conocen y se comunican por medio digitales. Sin embargo, como no se propone continuar con la comunicación, sino evaluar la forma y el tono de respuesta de los arrendadores a correos estandarizados, donde cambia es el nombre y género del propietario del correo, se considera un experimento ético, inofensivo y sin afección mayor a las integridades de las personas. Sin embargo, en todo el procedimiento se mantendrá un protocolo para que toda selección, comunicación y respuesta sea lo más formal y aleatoria posible.

Plan de Análisis Estadístico

Luego de la recolección y limpieza de los datos, se empezará a hacer una verificación de la aleatorización y balance de la muestra recopilada. Así pues, se realizarán pruebas de diferencia

de medias entre los grupos tratamiento (quienes fueron seleccionados para el envío de los correos de perfiles no suecos) y control (quienes fueron seleccionados para el envío del correo del perfil sueco). Esto permitirá confirmar que no existen diferencias sistemáticas previas, lo cual es fundamental para asegurar la validez interna del experimento. Después, asegurando la aleatorización, se proceden a construir las estadísticas descriptivas acerca de las propiedades disponibles en Suecia, e identificar posibles tendencias respecto a los tamaños, habitaciones o locaciones donde hay una mayor oferta de inmuebles.

La variable de resultado principal es una variable dicótoma que indica si el solicitante supera el primer filtro del arrendador. Para cada solicitud i al anuncio j se define:

$$Comunicacion_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{si la respuesta del arrendador es positiva (pide más información o invita a visita)} \\ 0, & \text{si la respuesta es negativa o no hay respuesta.} \end{cases}$$

El grupo de referencia será el hombre sueco, con lo cual se definen las siguientes variables indicadoras de tipo de solicitante:

- $Mujer_{ij}$: 1 si la solicitud proviene de una mujer, 0 en caso contrario.
- $Latino_{ij}$: 1 si la solicitud proviene de una persona de origen latino, 0 en caso contrario.
- $Musulman_{ij}$: 1 si la solicitud proviene de un hombre de origen árabe/musulmán, 0 en caso contrario.

El estimador principal será un modelo de probabilidad lineal (MPL) con efectos fijos por anuncio, de la forma:

$$Comunicacion_{ij} = \alpha + \beta_1 Mujer_{ij} + \beta_2 Latino_{ij} + \beta_3 Musulman_{ij} + \beta_4 (Mujer_{ij} \times Latino_{ij}) + \lambda_j + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

Donde λ_j son los efectos fijos de anuncio que capturan todas las características observadas y no observadas del anuncio j (ubicación, tamaño, renta, tipo de arrendador, etc.) y ε_{ij} es el término de error idiosincrático. Los coeficientes β_k miden la diferencia en puntos porcentuales de la probabilidad de recibir una respuesta positiva entre cada grupo de interés, la interacción y el hombre sueco. Bajo la aleatorización del perfil asignado a cada anuncio, estas diferencias pueden interpretarse como medidas causales de discriminación. Para determinar la significancia estadística, se procederá a hacer un test estadístico a dos colas, con nivel de significancia $\alpha = 0.05$. Además de los tests individuales $H_0 : \beta_k = 0$, se pre-especifican los siguientes tests conjuntos:

- Ausencia de discriminación étnica:

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0.$$

- Igualdad de trato entre hombres y mujeres suecos:

$$H_0 : \beta_1 = 0.$$

- Igualdad de trato entre hombres y mujeres latinos:

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3.$$

Luego, como análisis de robustez, se repetirán las estimaciones utilizando modelos no lineales (probit o logit) sin efectos fijos de anuncio, reportando los efectos marginales promedio para cada perfil y comparando signos y magnitudes con la especificación lineal de referencia. Luego, es necesario identificar el análisis con los subgrupos personas naturales y agentes inmobiliarios, y verificar algunos cambios importantes. Así pues, para identificar mejor esta heterogeneidad, se procede a complejizar el MPL incluyendo más interacciones con el agente:

$$Y_{ij} = \alpha + \sum_k \beta_k Perfil_{ij}^{(k)} + \delta Agente_j + \sum_k \gamma_k (Perfil_{ij}^{(k)} \times Agente_j) + \lambda_j + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

Donde $Perfil_{ij}^{(k)}$ recorre las dummies de solicitante (Mujer, Latino, Musulmán) y $Privado_j$ indica si el anuncio corresponde a un agente inmobiliario. Los coeficientes γ_k miden en cuánto se modifica la brecha de probabilidad, en puntos porcentuales, de respuesta para cada perfil cuando el arrendador es el agente inmobiliario en comparación con una persona.

En cuanto a los controles, en el modelo principal con efectos fijos por anuncio (1) no se incluirán variables de control adicionales, ya que cualquier característica fija del anuncio queda absorbida por λ_j . Esta especificación aprovecha al máximo el diseño emparejado del experimento y evita decisiones discrecionales sobre qué controles incluir. No obstante, se estimarán modelos complementarios sin efectos fijos de anuncio (por ejemplo, probit/logit a nivel agregado) que sí incorporarán un conjunto mínimo de controles pre-especificados:

- Renta Mensual
- Número de Habitaciones
- Metraje
- Locación del Inmueble

Estos controles se incluyen con dos objetivos: mejorar la precisión de las estimaciones (reduciendo la varianza residual) y facilitar la comparación con otros estudios de la literatura que utilizan especificaciones similares. Los resultados clave se reportarán siempre en dos versiones: Modelo con solo efectos fijos de anuncio y Modelo con controles adicionales, para demostrar la robustez de los hallazgos a distintas especificaciones.

Cálculos de poder estadístico

En esta sección se describe el procedimiento de simulación utilizado para evaluar el poder estadístico del experimento, los parámetros asumidos en el proceso generador de datos, y los resultados en términos de tamaño mínimo de muestra necesario, sesgo potencial del estimador, cobertura de intervalos de confianza y capacidad para detectar efectos heterogéneos.

Procedimiento de simulación

Para aproximar el poder del diseño propuesto implementamos simulaciones MonteCarlo basadas en el proceso generador de datos descrito en la Sección de diseño experimental. Cada réplica de la simulación procede del siguiente modo:

1. Se generan $J = 1000$ anuncios de vivienda. Para cada anuncio j se simulan variables binarias que indican si el arrendador es agente inmobiliario ($Agente_j$), si la vivienda se ubica en área metropolitana ($Metro_j$) y el valor aproximado del canon de renta ($Valor_j$ puede tomar los valores "Alto", "Medio" y "Bajo").
2. Se crean cinco observaciones correspondientes a los perfiles ficticios: hombre sueco, mujer sueca, hombre latino, mujer latina y hombre musulmán. Se denotan por d_{ij}^{SM} , d_{ij}^{LH} , d_{ij}^{LM} y d_{ij}^{MUS} las dummies de perfil (el hombre sueco es la categoría base).
3. Para cada combinación anuncio-perfil (i, j) se calcula una probabilidad “verdadera” de respuesta positiva p_{ij} a partir de un modelo lineal:

$$p_{ij} = p_0 + \beta_{SM}d_{ij}^{SM} + \beta_{LH}d_{ij}^{LH} + \beta_{LM}d_{ij}^{LM} + \beta_{MUS}d_{ij}^{MUS} + \gamma_1 Privado_j \\ + \gamma_2 Metro_j + \gamma_3 Caro_j + \delta_1(d_{ij}^{MUS} \times Caro_j) + \delta_2(d_{ij}^{MUS} \times Privado_j).$$

4. Se genera un resultado binario $Y_{ij} \sim Bernoulli(p_{ij})$ que indica si el solicitante i recibe una respuesta positiva del anuncio j .
5. Sobre cada base simulada se estima el modelo lineal de probabilidad pre-especificado (LPM) con errores estándar agrupados a nivel de anuncio. Se guardan los coeficientes estimados, sus errores estándar, los valores- p y los extremos de los intervalos de confianza al 95 %.

Para cada tamaño de muestra J se repite este procedimiento R veces (en las simulaciones piloto se utilizan $R = 1000$), lo que permite calcular la proporción de réplicas en las que se rechaza la hipótesis nula (poder), el sesgo medio del estimador y la cobertura empírica de los intervalos de confianza.

Parámetros asumidos: efecto esperado y tasa base de respuesta

La probabilidad base de una respuesta positiva para el grupo de referencia (hombre sueco) se fija en $p_0 = 0,62$, donde vaya en línea de que es más probable para los hombres suecos que reciban respuesta. Sobre esta base, el escenario de referencia para los efectos de tratamiento es el siguiente:

- Mujer Sueca: $\beta_{SWEF} = +0,03$.
- Hombre Latino: $\beta_{LATH} = -0,22$.
- Mujer Latina: $\beta_{LATF} = -0,19$.
- Hombre Musulmán: $\beta_{MUS} = -0,36$.

Esto implica, por ejemplo, que la tasa verdadera de respuesta positiva para un hombre musulmán sin otras características especiales es $0,62 - 0,36 = 0,26$. Además, introducimos heterogeneidad moderada en la discriminación hacia solicitantes musulmanes:

- Interacción con viviendas caras: $\delta_1 = -0,15$.
- Interacción con arrendadores personas: $\delta_2 = -0,05$.

Es decir, en propiedades caras o publicadas por personas, los solicitantes musulmanes enfrentan una penalización adicional de 5 puntos porcentuales en la probabilidad de respuesta positiva. A su vez, el cautelismo con las propiedades caras haría que la penalidad sea más alta en este tipo de propiedades. Considerando tamaños de muestra $J \in \{100, 300, 500, 800, 1000\}$ anuncios de vivienda. Para cada J calculamos el poder para dos parámetros clave: el efecto principal asociado al nombre musulmán, β_{MUS} , y la interacción musulmán \times vivienda cara, δ_1 . La Tabla 7 resume los resultados de las simulaciones piloto (con $R = 1000$ réplicas), incluyendo además el sesgo medio de los estimadores.

Cuadro 7: Poder para distintos tamaños de muestras

J	Poder	Media	Error
100	0.985	-0.363	0.081
300	1.000	-0.360	0.048
500	1.000	-0.361	0.035
800	1.000	-0.360	0.029
1,000	1.000	-0.361	0.026

Los resultados indican que, bajo el escenario de parámetros descrito, con alrededor de $J = 300$ anuncios el experimento alcanza un poder cercano al 100 % para detectar la brecha de 36 puntos porcentuales. Al incrementar el tamaño de muestra, los resultados muestran que la media va convergiendo hacia el parámetro real (-0.36), pero cada vez con un error estándar más pequeño, lo cual confirma que un mayor tamaño de muestra brinda validez interna al experimento.

Poder para detectar heterogeneidad

Cuadro 8: Resultados de Poder Heterogéneos

J	Poder_Ppal	Poder_Het	Media_Interaccion	Error
100	0.985	0.083	-0.045	0.095
300	1	0.152	-0.050	0.054
500	1	0.242	-0.051	0.043
800	1	0.310	-0.049	0.033
1,000	1	0.436	-0.051	0.030

El diseño experimental también busca estudiar la heterogeneidad en la discriminación, en particular en función de características del anuncio y del arrendador. En las simulaciones de referencia se ha incluido ya una interacción musulmán \times arrendador privado.

Las simulaciones piloto muestran que, con tamaños de muestra inferiores a 1000 anuncios, el poder para explicar efectos heterogéneos es poco ya que el coeficiente no alcanza ni el 0.5. Sin embargo, sí se ve la tendencia esperada: A una mayor muestra, se ve que el poder de explicación de los efectos heterogéneos va aumentando, a la par que el error estándar está disminuyendo de forma marginal. Entonces, el modelo se concluye que es muy bueno para explicar las tasas de comunicación o rechazo de forma general, pero necesita de una muestra mucho más grande para poder generar predicciones adecuadas respecto al efecto heterogéneo entre las tasas de comunicación o rechazo cuando hay discriminación entre personas y agentes inmobiliarios.

Limitaciones y trade-offs del diseño

Por último, se reconoce que estos cálculos de poder descritos se basan en supuestos específicos sobre la tasa base de respuesta y la magnitud de la discriminación verdadera. Es decir, son fuertemente dependientes de las decisiones impuestas por los investigadores. Si en la realidad la tasa de respuesta media fuera sustancialmente menor o los efectos de discriminación fueran más pequeños, el poder efectivo del experimento también se reduciría. Por el contrario, si la discriminación fuera más intensa que en el escenario de referencia, el poder sería mayor. Además, existe un trade-off natural entre tamaño de muestra, varianza y costos operativos: incrementar el número de anuncios contactados por encima de $J \approx 1000$ aumenta el poder, especialmente el heterogéneo que a ese nivel todavía no muestra evidencia concluyente, disminuye la varianza, pero a costa de necesitar un mayor esfuerzo y recursos para poder recolectar los datos, sin olvidar también los potenciales cuestionamientos éticos por el número de arrendadores expuestos al experimento y los demás temas éticos de identidad expuestos inicialmente.

Referencias

- Ahmed, A., & Hammarstedt, M. (2008). Discrimination in the rental housing market: A field experiment on the Internet. *Journal of Urban Economic*, 64, 362-372.
- Arapoglou, V., & Sayas, J. (2009). New facets of urban segregation in Southern Europe. *European Urban and Regional Studies*, 16(4), 345-362.
- Arrow, K. (1971). The Theory of Discrimination. *Conference on Discrimination in Labor Markets*.
- Auspurg, K., Josef, B., & Thomas, W. (2019). Does Immigration Reduce the Support for Welfare Spending? A Cautionary Tale on Spatial Panel Data Analysis. *American Sociological Review*, 84(4), 754-763.
- Baldini, M., & Federici, M. (2011). Ethnic discrimination in the Italian rental housing market. *Journal of Housing Economics*.
- Bayer, P., Casey, M., Ferreira, F., & McMillan, R. (2017). Racial and ethnic price differentials in the housing market. *Journal of Urban Economics*.
- Becker, G. (1957). *The Economics of Discrimination*. The University of Chicago.
- Boeri, T., & van Ours, J. (2021). *The Economic of Imperfect Labor Markets*. Princeton University Press.
- Booth, A., Leigh, A., & Varganova, E. (2011). Does Ethnic Discrimination Vary Across Minority Groups? Evidence from a Field Experiment. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

- Bursell, M. (2014). The Multiple Burdens of Foreign-Named Men—Evidence from a Field Experiment on Gendered Ethnic Hiring Discrimination in Sweden. *European Sociological Review*, 30(3), 399-409.
- Carlsson, M., & Eriksson, S. (2019). Age discrimination in hiring decisions: Evidence from a field experiment in the labor market. *Labour Economics*, 59, 173-183.
- Crenshaw, K. (1989). Demarginalizing the intersection of Race and Sex: A black feminist critique of Antidiscrimination Doctrine, Feminist Theory and Antiracist Politics. *University of Chicago Legal Forum*.
- Delmendo, L. (2025). Sweden's Residential Property Market Analysis 2025. *Global Property Guide*.
- Duranton, G., & Overman, H. G. (2005). Testing for localization using micro-geographic data. *Review of Economic Studies*, 72(4), 1077-1106.
- Epanechnikov, V. A. (1969). Non-parametric estimation of a multivariate probability density. *Theory of Probability and Its Applications*, 14(1), 153-158.
- Gorzig, M., & Rho, D. (2024). The impact of renter protection policies on rental housing discrimination. *Contemporary Economic Policy*, 1-21.
- Hagendoorn, L. (1995). Intergroup Biases in Multiple Group Systems: The Perception of Ethnic Hierarchies. *European Review of Social Psychology*, 6, 199-228.
- Hu, W., & Wang, R. (2019). Segregation in urban education: Evidence from public schools in Shanghai, China. *Cities: The International Journal of Urban Policy and Planning*, 87, 106-113.
- Leonardi, M., & Moretti, E. (2023). Why do restaurants cluster? The location choices of young restaurants. *Journal of Urban Economics*, 134, 103-125.
- Novara, M., & Khare, A. (2017). Two Extremes of Residential Segregation: Chicago's Separate Worlds & Policy Strategies for Integration. *A Shared Future*.
- Phelps, E. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659-661.
- Silverman, B. W. (1981). Using kernel density estimates to investigate multimodality. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 43(1), 97-99.
- Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman; Hall.