

La concentración espacial de los trabajadores altamente calificados y la productividad de las ciudades: el caso de América Latina¹

Miguel Vargas y Nicolás Garrido

Resumen

Este estudio tiene por objeto esclarecer la relación entre la concentración espacial de trabajadores altamente calificados y la productividad de las ciudades en América Latina. A primera vista, la relación no es obvia. Por un lado, la segregación de los trabajadores altamente calificados debería crear economías de aglomeración y dar lugar a efectos indirectos positivos entre los más aventajados, contrarrestando las pérdidas de productividad que genera la existencia de guetos de trabajadores escasamente calificados. Por otro, es muy posible que estos efectos indirectos no sean suficientes para compensar la pérdida de productividad en los grupos más desaventajados, por lo que la productividad agregada se vería perjudicada. Analizamos esta segregación para una selección de las ciudades más grandes de América Latina y constatamos la existencia de una relación negativa y significativa entre la productividad de las ciudades y la segregación de los trabajadores altamente calificados. Sin embargo, también encontramos pruebas de la existencia de una relación cuadrática entre la segregación y la productividad.

Palabras clave

Trabajadores calificados, productividad, ciudades, segregación, distribución geográfica, productividad del trabajo, medición, desarrollo económico, América Latina

Clasificación JEL

R32, R11

Autores

Miguel Vargas es Profesor Asociado y Decano de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad Andrés Bello (Chile). Correo electrónico: miguel.vargas@unab.cl.

Nicolás Garrido es Profesor Asociado de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad Andrés Bello (Chile). Correo electrónico: nicogarrido@gmail.com.

¹ Miguel Vargas agradece el financiamiento recibido de parte del Centro de Estudios de Conflicto y Cohesión Social (COES) de Chile (FONDAP/15130009).

I. Introducción

Este estudio tiene por objeto investigar los efectos que la segregación de los trabajadores altamente calificados, entendida como segregación residencial, tiene sobre la productividad de las ciudades de América Latina. A primera vista, esta relación no es obvia. Por un lado, la concentración espacial de los trabajadores altamente calificados genera economías de aglomeración y efectos indirectos positivos entre los más aventajados, factores que podrían contrarrestar las pérdidas de productividad que genera la existencia de guetos de personas menos favorecidas. Por otro lado, tales efectos indirectos podrían no ser suficientes para compensar las pérdidas de productividad, lo que va en detrimento de la productividad agregada de la ciudad.

Para realizar este trabajo, utilizamos datos censales de países de América Latina para calcular los índices de segregación de los grupos altamente calificados. Se obtuvo información censal de la Serie de Microdatos Censales Integrados de Uso Público (IPUMS) del Centro de Población de la Universidad de Minnesota para dos fechas, la primera alrededor del año 2000 y la segunda alrededor del 2010. Utilizamos los niveles educativos individuales como valor sustituto de las destrezas. Como medida de productividad, consideramos la productividad laboral de las ciudades y utilizamos el índice Big Mac para reducir la escala de esta medida con fines de comparabilidad. Recopilamos esta información para las ciudades más importantes de los países, en muchos casos más de una por país. Nuestro enfoque empírico utiliza la productividad de las ciudades como la variable dependiente y la segregación de los grupos más aventajados como la variable explicativa, más una serie de controles. Preparamos regresiones agrupadas y un modelo de primera diferencia, este último para contrarrestar la contaminación de los resultados debido al sesgo de las variables omitidas. Usando dos índices de segregación y más de una medida de productividad para aportar solidez, determinamos que la segregación tiene un efecto negativo y significativo sobre la productividad de las ciudades. También encontramos pruebas de la existencia de una relación en forma de U entre la segregación y la productividad. Este resultado permite concluir que un nivel bajo de segregación de los trabajadores altamente calificados tiene un efecto negativo, pero tras haber superado cierto umbral, el efecto se vuelve positivo. La intuición sugiere que por debajo de ese umbral, el nivel de segregación no es capaz de generar efectos indirectos a una escala capaz de contrarrestar las pérdidas de productividad que produce el aislamiento de los grupos escasamente calificados. Además, el análisis muestra que existe una relación entre la productividad, la segregación y la especialización por sectores. La segregación de los trabajadores altamente calificados tiene efectos negativos sobre la productividad de las ciudades donde los sectores primario y secundario generan la mayor parte del empleo. La misma segregación podría tener efectos positivos sobre la productividad de las ciudades en las que el empleo se concentra en los sectores terciarios.

II. Repaso de la literatura

Se han realizado numerosos esfuerzos académicos para intentar determinar los efectos que podría tener la segregación sobre el desempeño de las personas y las ciudades. Durante mucho tiempo, la opinión general fue que la segregación tenía efectos únicamente negativos. Más recientemente, numerosos artículos han señalado que este fenómeno puede tener repercusiones positivas sobre los hogares. Independientemente del tipo de efecto, positivo o negativo, las investigaciones empíricas deben enfrentarse al complejo problema que entraña la identificación, algo particularmente cierto en el caso de la segregación basada en el ingreso. La pregunta que surge es la siguiente: ¿es un hogar pobre por estar segregado, o es segregado por ser pobre? Como una manera de enfrentar este problema de endogeneidad, se puso en marcha el programa experimental Moving to Opportunity for Fair Housing (MTO), del Departamento de Vivienda y Desarrollo Urbano de los Estados Unidos, a través del cual

se seleccionaron aleatoriamente familias de bajos ingresos de algunas de las zonas urbanas más desfavorecidas en los Estados Unidos y, por medio de la provisión de vales de vivienda (*housing vouchers*), se les ofreció la oportunidad de mudarse a viviendas del sector privado en comunidades mucho más prósperas. Tras 11 años de investigaciones empíricas usando los datos del programa MTO, el Departamento llegó a una conclusión sorprendente: la segregación tenía efectos insignificantes en el bienestar de los individuos, excepto en el ámbito de la salud mental. Esta conclusión reavivó el debate sobre el tema, y se han realizado nuevas investigaciones para examinar desde otras perspectivas los efectos de la segregación sobre el bienestar. Por ejemplo, Cuttler y Glaeser (1997), Anas (2002), Conejeros y Vargas (2012) y Corvalan y Vargas (2015) han intentado determinar los macroefectos de la segregación, en tanto que Bjerk (2010), en su investigación sobre la relación entre la segregación y los diferentes tipos de delitos, concluyó que si bien aumenta los delitos violentos, la segregación no produce un incremento en el agregado de la actividad delictiva. De manera similar, Kessler y otros (2014) y Ludwig y otros (2012 y 2013) han investigado los efectos de la segregación en las auto percepciones de satisfacción con la vida y salud mental de los entrevistados. En un número considerable de estos trabajos se llega a la conclusión de que la segregación sí tiene efectos, pero no necesariamente en los ámbitos a que se hace referencia en la literatura tradicional. En particular, indican que la segregación no tiene consecuencias en la capacidad de una persona de ser independiente desde el punto de vista económico. Más recientemente, Chetty, Hendren y Katz (2016) han encontrado una respuesta para este enigma: como la segregación tiene efectos irreversibles, todos los estudios previos en los que se usaron datos del programa MTO no fueron capaces de detectar ninguna consecuencia significativa. Estos autores estudian las consecuencias sobre las personas que eran muy jóvenes cuando sus familias fueron incluidas en el programa, y llegan a la conclusión de que la exposición a un mejor vecindario no tiene efectos sobre las perspectivas de una persona si ocurre después de cumplir los 13 años.

No obstante, pese a su importancia, no existe demasiada información sobre la segregación de los más aventajados y sus consecuencias para la sociedad en su conjunto². Probablemente los estudios más importantes en haber abordado esta cuestión son Benabou (1993 y 1996) y Oltmans (2011). Según ellos, la segregación de los grupos de ingresos altos puede tener efectos tanto positivos como negativos. Por ejemplo, si el aumento de los niveles de ingreso se traduce en un aumento del capital humano, la aglomeración de estos grupos produce efectos indirectos positivos. Si estos efectos logran compensar la pérdida de productividad de los hogares menos aventajados, que responde a la existencia de guetos de trabajadores escasamente calificados, la productividad agregada de la ciudad será más alta debido a la segregación. Sin embargo, si estos efectos indirectos no son suficientes para compensar las pérdidas de productividad de los menos aventajados, los efectos agregados serán negativos. Dada su pertinencia para la presente investigación, en la siguiente subsección se analizarán las investigaciones de Benabou (1993) y Oltmans (2011) en mayor profundidad.

1. La segregación de los trabajadores altamente calificados y los resultados de las ciudades

Benabou (1993) desarrolla un modelo teórico para entender qué efectos podría tener sobre las ciudades la segregación de los trabajadores altamente calificados. En este modelo, los agentes deciden el nivel de competencias que desean lograr (alto, bajo o ninguno) y su lugar de residencia. Si los agentes deciden que su nivel de competencia equivalga a cero, quedarán fuera del mercado laboral. Un supuesto importante de este modelo es que el mercado laboral abarca la totalidad de la ciudad. En contraste, la educación es un bien público local. En todos los vecindarios, estén compuestos por personas altamente

² Desde Piketty y Saez (2003), el interés en el análisis de los ingresos más altos ha aumentado con rapidez. Dado el elevado nivel de desigualdad en América Latina, este tipo de análisis puede revestir gran interés y tener numerosas consecuencias a nivel de políticas para la región (véase, por ejemplo, Williamson, 2010).

calificadas o escasamente calificadas, cuanto más invierten los agentes en su educación, más fácil les resulta adquirir destrezas, si bien dicha adquisición se vuelve más difícil cuanto menos calificados sean los residentes del vecindario. Esta asimetría lleva a los agentes altamente calificados a buscar establecer su residencia en vecindarios habitados por trabajadores altamente calificados, algo que afecta el superávit económico de la ciudad debido a la combinación de destrezas y el costo de educar a la fuerza laboral. Por ende, los costos educativos aumentan con mayor rapidez en las comunidades con concentraciones elevadas de trabajadores escasamente calificados. Es por eso que, en aras de cumplir su deseo de vivir cerca de sus pares, los trabajadores altamente calificados transforman otras comunidades en guetos improductivos. Un elemento clave en este modelo es la relación entre las interacciones locales y globales, es decir, entre los efectos indirectos de la educación, que son locales a nivel de los vecindarios, y las complementariedades neoclásicas de la producción, que funcionan a nivel de la ciudad. La segregación de los trabajadores altamente calificados excluye del mercado laboral a los guetos de trabajadores escasamente calificados, donde los costos educativos son tan altos que los agentes optan por no adquirir las destrezas que les permitirían ingresar al mercado de trabajo. Por ende, cuanto más fácil es para los trabajadores altamente calificados aislarse entre ellos, mayor será el desempleo. Cuando se logra un nivel de segregación perfecto, el sector productivo se desploma porque la función de producción de la ciudad necesita ambos insumos: trabajadores altamente calificados y trabajadores escasamente calificados. Por lo tanto, la productividad de la ciudad se ve perjudicada por la segregación de los trabajadores altamente calificados, a quienes la segregación les permite obtener mejores calificaciones con más facilidad, pero a la vez los priva de los trabajadores escasamente calificados con los que necesitan trabajar.

Las complementariedades locales funcionan de distintas maneras. La más obvia es la externalidad fiscal: si las escuelas son financiadas mediante recursos locales y proveen un insumo que complementa el esfuerzo individual, los rendimientos de la educación serán más altos en las comunidades con concentraciones elevadas de trabajadores altamente calificados debido a que sus salarios son más altos. Este mecanismo también funcionaría en las externalidades que se basan exclusivamente en el capital humano. Dichas externalidades incluyen los efectos entre pares que se dan en las redes educativas y sociales y facilitan la obtención de un empleo o brindan modelos a seguir para los jóvenes, quienes aprenden la importancia de la educación gracias a la presencia de trabajadores altamente calificados en sus vecindarios. Por último, una explicación alternativa radica en las externalidades negativas y la influencia disruptiva que generan las actividades delictivas o el uso de drogas por parte de algunos trabajadores desempleados y escasamente calificados.

Oltmans (2011), que busca esclarecer la relación causal entre la segregación racial y la pobreza y la desigualdad urbanas, sugiere otra posibilidad. El estudio es empírico e intenta analizar este rol causal examinando los grandes flujos migratorios históricos de afroamericanos y el patrón de las redes ferroviarias dentro de las ciudades. Para establecer un marco de ideas, Oltmans presenta un modelo muy simple, algunas de cuyas principales características se analizarán a continuación. Primero, se plantean dos ciudades, una integrada C_I y otra segregada C_S , que existen durante dos generaciones. La proporción de habitantes negros en cada ciudad es β , por lo que la proporción de habitantes blancos es $1-\beta$. El capital humano promedio para los habitantes negros y los blancos es μ_{HB} y μ_{HW} , respectivamente. A partir de los antecedentes históricos, puede inferirse que $\mu_{HB} < \mu_{HW}$. Considere la siguiente función de producción de capital humano:

$$E[\lambda_2] = f(\lambda_1) \mu_{HI}^\alpha \quad (1)$$

Donde $E[\lambda_2]$ es el valor previsto del capital humano de la descendencia de un individuo, λ_1 es el capital humano de ese individuo, μ_{HI} es el capital humano promedio del vecindario del individuo, y $\alpha \geq 0$.

En C_i , los habitantes blancos y los negros están expuestos al mismo capital humano promedio, $\beta\mu_{HB} + (1-\beta)\mu_{HW}$, en tanto que en C_s , los habitantes blancos están expuestos a un mayor capital humano que los habitantes negros, ya que $\mu_{HB} < \mu_{HW}$. Si $\alpha < 1$, entonces el capital humano personal y el capital humano promedio del vecindario son sustitutos en la producción del nivel de capital humano de la siguiente generación, por lo que la integración producirá un mayor capital humano que la segregación. Si $\alpha > 1$, el capital humano personal y el capital humano promedio del vecindario son complementos, por lo que la segregación producirá un mayor capital humano que la integración. La principal conclusión de este trabajo es que la segregación aumenta la pobreza y la desigualdad de las personas negras con respecto a las blancas, pero las reduce entre los habitantes blancos. Este estudio es importante debido a la estrategia de identificación que aplica, que permite aislar el impacto de la segregación exógena sobre el capital humano de un individuo.

Combinando las conclusiones de Benabou (1993) y Oltmans (2011) con respecto a la segregación de los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados, podemos definir la siguiente línea argumental con respecto a la vinculación entre la segregación de los trabajadores altamente calificados y la productividad urbana: la segregación de los individuos más aventajados genera efectos indirectos positivos para ellos al reducir los costos de adquirir capital humano. Este proceso reduce la desigualdad dentro de las poblaciones más aventajadas, pero la aumenta entre los grupos más aventajados y los menos aventajados. En Oltmans (2011), estos grupos son personas blancas y negras, mientras que en Benabou (1993), así como en este artículo, son trabajadores altamente calificados y escasamente calificados. En Benabou (1993) se señala que dado que la función de producción de la ciudad necesita de ambos tipos de trabajadores, la segregación de los altamente calificados tiene efectos negativos sobre dicha producción, ya que aumenta el costo de adquirir capital humano a un grado tal que los trabajadores escasamente calificados prefieren prescindir totalmente de la educación, lo que a su vez provoca el desplome de la producción de la ciudad, que necesita de ambos tipos de trabajadores. Pero, ¿qué sucedería si la ciudad no estuviera especializada en sectores que necesitan como insumo trabajadores altamente calificados y escasamente calificados, como sucede con los servicios tecnológicos o financieros, con lo que el grado de complementariedad entre ambas clases de trabajadores sería sumamente bajo? En este caso, no está claro si la segregación perjudicaría la productividad de la ciudad. De hecho, en la circunstancia extrema de que una ciudad no necesite en absoluto trabajadores escasamente calificados, la segregación de los altamente calificados tendría un efecto positivo sobre su productividad. La respuesta empírica esta pregunta dependerá principalmente de los siguientes factores: primero, el grado de especialización en industrias que no necesitan trabajadores escasamente calificados o la proporción de trabajadores altamente calificados en la función de producción de la ciudad, y segundo, las diferencias de productividad entre los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados. La combinación entre estos factores indicará si la segregación de los trabajadores altamente calificados tendrá efectos positivos o negativos sobre la productividad de la ciudad, y determinará el nivel de equilibrio de la proporción de trabajadores altamente calificados con respecto a la población total de la ciudad.

Sobre la base de estos conceptos, y si el resto de las condiciones no cambian, nuestra expectativa es constatar la siguiente posible relación entre la productividad de las ciudades latinoamericanas y la segregación de los trabajadores altamente calificados:

- i) La segregación de los trabajadores altamente calificados tiene efectos negativos sobre la productividad en las ciudades que se especializan en los sectores primario y secundario.
- ii) La segregación de los trabajadores altamente calificados tiene efectos positivos sobre la productividad en las ciudades que se especializan en los sectores terciario y cuaternario.

Por tanto, las ciudades que se especializan en los sectores primario y secundario y cuyos trabajadores altamente calificados están muy segregados, deberían registrar un nivel de productividad

bajo, si el resto de las condiciones no varían, en tanto que las ciudades que se especializan en los mismos sectores, pero en las que dichos trabajadores no están demasiado segregados, tendrán niveles elevados de productividad. Si la ciudad se especializa en los sectores terciario o cuaternario, la relación será exactamente la opuesta a la que se describe en la oración anterior.

III. Metodología

1. Un modelo de forma reducida

Para definir cuál de esas situaciones predomina en la ciudad de América Latina, el efecto de la segregación sobre la productividad queda reflejado en la siguiente forma reducida:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 s_{i,t} + X_{i,t} \beta_2 + \mu_{i,t}$$

Donde $y_{i,t}$ representa la productividad, $s_{i,t}$ es la segregación residencial y $X_{i,t}$ son las variables de control para la ciudad i durante el período t .

Calculamos la segregación residencial utilizando la educación como variable de sustitución para los trabajadores altamente calificados en las ciudades latinoamericanas. Específicamente, calculamos la segregación de los jefes de hogar con títulos universitarios. A continuación, calculamos la productividad y la productividad regresiva de las ciudades en función de los controles tradicionales y la segregación. Por último, utilizamos una especificación econométrica capaz de solucionar los potenciales problemas de endogeneidad derivados del sesgo de las variables omitidas.

2. Medidores de segregación

a) El índice de segregación de Duncan

Este índice puede obtenerse a partir de una curva de Lorenz. Representa la máxima distancia vertical entre la curva de Lorenz y la línea diagonal que representa la uniformidad plena. Cuando el grupo objeto de estudio es pequeño frente al número de subzonas geográficas (por ejemplo, los distritos censales), el índice de segregación de Duncan se ve sumamente afectado por la desviación con respecto a la uniformidad, y no es sensible a la redistribución entre subzonas geográficas donde la proporción del grupo objeto de estudio es más pequeña que la proporción del mismo grupo con respecto a la ciudad en su conjunto. Con este índice, alcanza con trasladar a las personas que pertenecen al grupo objeto de estudio de las subzonas geográficas donde están excesivamente representadas a otras donde están insuficientemente representadas para afectar el nivel de segregación residencial (Massey y Denton, 1988).

La forma funcional del índice de segregación de Duncan es:

$$D = \sum_{i=1}^n \left[\frac{t_i}{p_i} - \frac{P}{2TP(1-P)} \right] \quad (2)$$

donde t_i y p_i representan la población total y la población minoritaria de una unidad real i , y T y P representan el tamaño de la población y la proporción minoritaria de la totalidad de la ciudad.

b) Coeficiente de Gini

Como explican Massey y Denton (1988), la uniformidad también se puede medir usando el coeficiente de Gini. Al igual que el índice de segregación de Duncan, este índice puede derivarse a partir de la curva de Lorenz y su rango va de 0,0 a 1,0, donde 1,0 indica la segregación máxima. El coeficiente de Gini corresponde a la diferencia media absoluta entre las proporciones minoritarias ponderadas en todos los pares de subzonas, expresada como una proporción de la diferencia media máxima ponderada.

$$Gini = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n t_i t_j p_i - p_j}{2T^2 P(1 - P)} \quad (3)$$

donde t_i y p_i representan la población total y la población minoritaria de una unidad real i , y T y P representan el tamaño de la población y la proporción minoritaria de la totalidad de la ciudad.

c) Productividad de las ciudades

El informe *Ciudades competitivas en la economía global*, de la serie de estudios territoriales de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2006), demuestra que en la mayoría de las regiones metropolitanas de la OCDE, la productividad y el crecimiento superan la media de los países donde están ubicadas. En el informe se señala que "...la mayoría de las regiones metropolitanas de los países de la OCDE registran un PBI per cápita superior a la media nacional (66 de las 78 regiones metropolitanas), y muchas de ellas tienden a tener una tasa de crecimiento más rápido que el resto del país" (OCDE, 2006). Las ciudades son centros de actividad económica. En ese sentido, son las principales plataformas para la actividad empresarial y comercial. Esta concentración de actividades es el fundamento de las economías de aglomeración que en la literatura económica se han definido como el principal motor de los aumentos de productividad. Las primeras fuentes de los efectos positivos de la aglomeración fueron descritas por Marshall (1920), que sostuvo que cuando una industria se establece en un lugar, el mercado laboral se concentra, se comparten los insumos y se producen transferencias indirectas de conocimiento que promueven el crecimiento sostenido de esa industria. En contraste con la especialización que plantea Marshall, Jacobs (1969) destaca la importancia de la diversidad urbana para la fertilización cruzada de ideas. Strange y Rosenthal (2004) describen tres fuentes de las economías de aglomeración que trascienden las descripciones de Marshall y Jacobs: el efecto del mercado interno, el consumo y la búsqueda de rentas. El efecto del mercado interno, descrito por Krugman (1980) proviene de la interacción entre las economías de escala internas en la producción y los costos de transporte. Esta interacción lleva al crecimiento del mercado interno en un proceso de aglomeración que se refuerza a sí mismo. El consumo y la búsqueda de rentas son factores promotores de las economías de aglomeración que funcionan mediante mecanismos que no se relacionan con la productividad. Desde una perspectiva empírica, varios estudios han intentado cuantificar los efectos de las economías de aglomeración sobre la productividad de las ciudades. Al analizar el sector manufacturero, Fogarty y Garofalo (1978) llegan a la conclusión de que la relación entre la elasticidad de la productividad y el tamaño de la ciudad es de alrededor de 0,05 para una muestra de 13 áreas metropolitanas de gran tamaño entre 1957 y 1977. Esto significa que la productividad total de los factores (PTF) del sector manufacturero aumenta 10% cuando el tamaño de la ciudad se duplica. Tabuchi (1986), sobre la base de la productividad laboral, concluye que esta elasticidad fue de alrededor de 0,02 para las ciudades japonesas en 1980. Estos estudios demuestran la relación positiva que existe entre las economías de aglomeración y la productividad en las ciudades.

Determinar si las economías de aglomeración se derivan del tamaño de la ciudad o del tamaño de la industria es importante para las metrópolis de América Latina. La mayoría de las economías latinoamericanas dependen de productos básicos fundamentales que se producen cerca de ciudades pequeñas. La abundancia de recursos naturales cercanos genera condiciones favorables para la producción de dichos productos. En estas ciudades, la industria es de gran tamaño, lo que implica que la productividad es alta cuando se la compara con la de ciudades más grandes. Antofagasta, en Chile, es un buen ejemplo de una ciudad pequeña con una industria minera de grandes proporciones. Si bien el cobre se produce en las zonas rurales, el sector que presta servicios a la industria minera opera principalmente en la ciudad, y tiene una elevada productividad. Sveikauskas, Gowdy y Funk (1988) muestran que en estos casos la productividad de la ciudad es alta debido al elevado volumen de recursos naturales en la zona, lo que sugiere que la concentración de la industria, por sí sola, no es suficiente para obtener una productividad elevada.

Pueden usarse distintos medidores para calcular la productividad de una economía. La PTF es un legado de la literatura neoclásica (Solow, 1957) y uno de los medidores más ampliamente utilizados. Una economía aumenta su productividad cuando produce más con la misma cantidad de mano de obra y capital. Para determinar la PTF de una ciudad es necesario calcular sus activos de capital y el número y características de sus trabajadores. Aunque existen datos sobre el número de trabajadores, para la mayoría de las ciudades latinoamericanas no existen datos sobre los activos de capital. En OCDE (2006), se utiliza la productividad laboral, calculada como la relación entre el PIB según la paridad de poder adquisitivo (PPA) y el empleo, como el principal medidor de la productividad de las regiones metropolitanas. Sveikauskas (1975) utiliza la productividad laboral en un conjunto de sectores manufactureros en reemplazo de la productividad de la ciudad. Este medidor se utiliza ampliamente en la literatura, según lo señalan Eberts y McMillan (1999). La productividad laboral tiene la ventaja de que los escasos requisitos de información hacen que sea fácil de calcular.

Sobre la base de esta literatura, y habida cuenta de la escasa información disponible para las ciudades latinoamericanas, se utilizará la productividad laboral en reemplazo de la productividad de la ciudad. La productividad laboral de una ciudad c se calcula como:

$$y_c = \frac{Y_c}{L_c} \quad (4)$$

Donde Y_c y L_c son, respectivamente, el valor añadido y el número total de trabajadores en la ciudad c . El valor añadido de la ciudad se calcula como:

$$Y_c = \sum_{i=1}^n \frac{l_{i,c}}{L_{i,N}} Y_i^N \quad (5)$$

Donde Y_i^N es el valor añadido por sector i en la economía nacional, $l_{i,c}$ es el número de empleados que trabajan en el sector i en la ciudad c , y $L_{i,N}$ es el número total de trabajadores en el sector en la economía nacional. Para usar esta especificación en el cálculo de la productividad, es necesario partir del supuesto de que la tecnología empleada en las actividades productivas en los ámbitos de las ciudades y del país es la misma en todos los sectores económicos. La especificidad de la ciudad se refleja mediante el índice de especificidad. Esto implica que la aglomeración afecta la medida de productividad propuesta mediante la autoselección de los sectores económicos en cada ciudad. Las ciudades tienen más trabajadores en los sectores donde la aglomeración tiene los mayores efectos.

IV. Datos

1. Datos sobre la segregación

Como ya se señaló, usamos muestras censales de la Serie de Microdatos Censales Integrados de Uso Público (IPUMS). La información que se recopiló corresponde a las zonas metropolitanas. Obtener información coherente y comparable entraña un reto considerable. Para lograrlo, en algunas zonas metropolitanas fue necesario sacrificar la precisión y la granularidad. Por ejemplo, mientras que las muestras para las zonas metropolitanas del Brasil ofrecen información sumamente detallada, hasta el nivel de los estratos, las muestras de otros países no tienen el mismo nivel de detalle. En consecuencia, para el cálculo de los índices de segregación, hemos utilizado los municipios como las unidades subzonales. Lo hemos hecho para mantener la coherencia entre todos los índices calculados para cada ciudad, lo que nos permite comparar las distintas zonas metropolitanas y brinda un número razonable de observaciones para el análisis empírico. Calculamos los índices de segregación para 49 zonas metropolitanas alrededor del año 2000 y para 49 alrededor del año 2010. Calculamos 23 índices para cada zona metropolitana, pero debido a su elevado nivel de correlación, hemos usado únicamente los índices de Duncan y de Gini para el análisis en este trabajo. Para calcular la segregación, definimos a las personas altamente calificadas como los jefes de hogar con títulos universitarios. Las zonas metropolitanas consideradas figuran en el cuadro 1. Las zonas metropolitanas específicas para cada país y cada año son:

Cuadro 1
América Latina (13 países): ciudades incluidas en la muestra
para el estudio de la segregación

País	Ciudades	País	Ciudades
Argentina	Gran Buenos Aires	Ecuador	Guayaquil
	Córdoba		Quito
	Mendoza		Cuenca
	Rosario		Santo Domingo
Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	México	Ciudad de México
	Cochabamba		Guadalajara
	Santa Cruz		Monterrey
Brasil	São Paulo	Perú	Puebla
	Río de Janeiro		Toluca
	Salvador		Tijuana
	Fortaleza		Ciudad Juárez
	Belo Horizonte		Laguna
	Curitiba		Querétaro
	Porto Alegre		San Luis de Potosí
	Goiânia		León
	Recife		Panamá
	Belém		Paraguay
Colombia	Medellín	República Dominicana	Gran Asunción
	Bogotá		Lima
	Barranquilla		Chiclayo
Costa Rica	San José	Uruguay	Arequipa
Chile	Gran Santiago	República Dominicana	Trujillo
	Antofagasta		Santo Domingo
	Viña del Mar-Valparaíso La Serena-Coquimbo		Montevideo
			Concepción

Fuente: Elaboración propia.

Argentina: En el caso de la Argentina, las ciudades son el Gran Buenos Aires, Córdoba, Mendoza y Rosario. El Gran Buenos Aires incluye la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y la Provincia de Buenos Aires. En los casos de Córdoba, Mendoza y Rosario, se tuvieron en cuenta las provincias de Córdoba, Mendoza y Santa Fe, respectivamente.

Brasil: Para el Brasil, recopilamos información sobre las 10 regiones metropolitanas más grandes: São Paulo, Río de Janeiro, Salvador, Fortaleza, Belo Horizonte, Curitiba, Porto Alegre, Goiânia, Recife y Belém.

Bolivia (Estado Plurinacional de): Se recopiló información sobre las zonas metropolitanas de los departamentos de La Paz, Cochabamba y Santa Cruz, que tienen el mismo nombre.

Chile: El lugar de los datos de la IPUMS, se utilizan los datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) correspondientes a 2000 y 2009 para calcular los índices de segregación para el Gran Santiago, Antofagasta, Viña del Mar-Valparaíso, Concepción y La Serena-Coquimbo en Chile. El Gran Santiago consta de 30 municipios que pertenecen a la zona metropolitana de Santiago, en tanto que las zonas metropolitanas de Antofagasta, Viña del Mar-Valparaíso, Concepción y La Serena-Coquimbo incluyen las provincias de Antofagasta, Valparaíso, Concepción y Elqui, respectivamente.

Colombia: Las ciudades colombianas incluidas son Medellín, Bogotá y Barranquilla. El departamento de Antioquia se utiliza en reemplazo de la zona metropolitana de Medellín, los departamentos de Bogotá y Cundinamarca reemplazan a la zona metropolitana de Bogotá, y el departamento de Atlántico aparece en lugar de la zona metropolitana de Barranquilla.

Costa Rica: Se utilizó información sobre la provincia de San José en reemplazo de la zona metropolitana de San José.

República Dominicana: La zona metropolitana de Santo Domingo incluye la provincia de Santo Domingo.

Ecuador: Se incluyeron las ciudades de Guayaquil, Quito, Cuenca y Santo Domingo, y se recopilaron datos para las provincias de Guayas, Pichincha, Azuay y Santo Domingo, respectivamente.

México: La zona metropolitana de Valle de México consta de 76 delegaciones, 11 de la Ciudad de México, 59 del estado de México y 1 del estado de Hidalgo. Las demás zonas metropolitanas son Guadalajara, Monterrey, Puebla, Toluca, Tijuana, Ciudad Juárez, Laguna, San Luis de Potosí y León. Todas se ajustan en la definición de zona metropolitana del Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México.

Panamá: Se utilizó información sobre la provincia de Panamá en reemplazo de la zona metropolitana de la ciudad de Panamá.

Paraguay: La zona metropolitana de Asunción consta de dos distritos, Capital y Central.

Perú: Las zonas metropolitanas del Perú incluidas en el estudio son Lima/Callao, Chiclayo, Arequipa y Trujillo, y se utilizaron como reemplazo las provincias de Lima y Callao, Lambayeque, Arequipa y La Libertad, respectivamente.

Uruguay: En el caso del Uruguay, la información corresponde al departamento de Montevideo.

En los cuadros 2 y 3 se presentan los puntajes de segregación sobre la base de los índices de Duncan y de Gini, respectivamente. En ambos medidores, Santiago, la capital chilena, fue por un amplio margen la zona metropolitana más segregada en 2000 y 2010. En el índice de segregación de Duncan, cuatro ciudades brasileñas aparecen entre las diez más segregadas en 2000 y 2010 (Porto Alegre, Belo Horizonte, Curitiba y Río de Janeiro). Las ciudades bolivianas de Santa Cruz y La Paz también estuvieron entre las más segregadas. Montevideo es otra ciudad en que se registran elevados niveles de segregación, tanto en el índice de Duncan como el de Gini.

Cuadro 2
América Latina (13 países): puntajes de segregación de ciudades
sobre la base del índice de segregación de Duncan, 2000 y 2010

Puntaje en 2000			Puntaje en 2010		
País	Ciudad	Valor del índice de Duncan	País	Ciudad	Valor del índice de Duncan
Chile	Santiago	0,4758	Chile	Santiago	0,5237
Brasil	Porto Alegre	0,4264	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	0,4092
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	0,4092	Uruguay	Montevideo	0,3869
Uruguay	Montevideo	0,3869	Brasil	Porto Alegre	0,3864
Brasil	Belo Horizonte	0,3845	Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	0,3834
Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	0,3834	Paraguay	Asunción	0,3825
Paraguay	Asunción	0,3825	Brasil	Belo Horizonte	0,3444
Brasil	Curitiba	0,3496	Brasil	Curitiba	0,3404
Brasil	Rio de Janeiro	0,3346	Brasil	Río de Janeiro	0,3143
Argentina	Buenos Aires	0,3317	Colombia	Medellín	0,3114
Argentina	Mendoza	0,3222	Argentina	Buenos Aires	0,3108
Colombia	Medellín	0,3114	Argentina	Mendoza	0,3071
Perú	Trujillo	0,2954	México	Toluca	0,3024
México	Toluca	0,2898	Perú	Trujillo	0,2954
Argentina	Córdoba	0,2852	México	Ciudad de México	0,2927
Ecuador	Cuenca	0,2818	Ecuador	Cuenca	0,2818
Colombia	Barranquilla	0,2787	Colombia	Barranquilla	0,2787
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	0,2763	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	0,2763
México	Ciudad de México	0,2715	Brasil	Recife	0,2594
México	Monterrey	0,268	Chile	Concepción	0,2565
Costa Rica	San José	0,2579	Argentina	Córdoba	0,2514
Brasil	Fortaleza	0,2493	Brasil	Fortaleza	0,2408
República Dominicana	Santo Domingo	0,2362	México	Puebla	0,2383
Argentina	Rosario	0,2294	México	Monterrey	0,2379
México	Laguna	0,224	Costa Rica	San José	0,2326
Chile	Concepción	0,2202	Argentina	Rosario	0,2322
México	Puebla	0,215	México	Guadalajara	0,2261
Brasil	Recife	0,2148	República Dominicana	Santo Domingo	0,2161
Ecuador	Guayaquil	0,213	Ecuador	Guayaquil	0,213
Brasil	São Paulo	0,2055	México	Querétaro	0,1837
México	Guadalajara	0,186	Brasil	São Paulo	0,1832
Brasil	Belém	0,1805	Colombia	Bogotá	0,1788
Colombia	Bogotá	0,1788	Brasil	Belém	0,1757
Chile	La Serena-Coquimbo	0,172	Perú	Arequipa	0,1705
Perú	Arequipa	0,1705	Chile	Viña del Mar-Valparaíso	0,1606
Perú	Chiclayo	0,1517	México	Laguna	0,1596
Panamá	Panamá	0,1494	Brasil	Salvador	0,1543
Ecuador	Quito	0,1489	Perú	Chiclayo	0,1517
Brasil	Salvador	0,1364	Ecuador	Quito	0,1489
México	Querétaro	0,1334	Panamá	Panamá	0,1404
México	San Luis de Potosí	0,1302	México	Ciudad Juárez	0,1389
México	León	0,118	México	León	0,1126
Ecuador	Santo Domingo	0,111	Ecuador	Santo Domingo	0,111
México	Ciudad Juárez	0,0892	México	San Luis de Potosí	0,1087
Chile	Viña del Mar-Valparaíso	0,0809	Perú	Lima	0,0754
Perú	Lima	0,0754	Chile	La Serena-Coquimbo	0,07
México	Tijuana	0,0479	Chile	Antofagasta	0,0651
Chile	Antofagasta	0,0366	Brasil	Goiânia	0,0557
Brasil	Goiânia	0,0335	México	Tijuana	0,0225

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3
América Latina (13 países): puntajes de segregación de ciudades
sobre la base del coeficiente de Gini, 2000 y 2010

Puntaje en 2000			Puntaje en 2010		
País	Ciudad	Gini	País	Ciudad	Gini
Chile	Santiago	0,6323	Chile	Santiago	0,6547
Uruguay	Montevideo	0,5224	Uruguay	Montevideo	0,5224
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	0,4871	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	0,4871
Brasil	Porto Alegre	0,4675	Paraguay	Asunción	0,4642
Paraguay	Asunción	0,4642	Brasil	Porto Alegre	0,4304
Argentina	Mendoza	0,4375	México	Ciudad de México	0,4144
Argentina	Buenos Aires	0,4335	Argentina	Mendoza	0,4063
Brasil	Belo Horizonte	0,4049	Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	0,3877
Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	0,3877	Brasil	Belo Horizonte	0,3859
México	Ciudad de México	0,3807	Colombia	Medellín	0,3678
Colombia	Medellín	0,3678	México	Toluca	0,3646
México	Monterrey	0,3661	Argentina	Buenos Aires	0,3635
Brasil	Río de Janeiro	0,3659	Brasil	Curitiba	0,3561
Brasil	Curitiba	0,3582	México	Monterrey	0,3497
Costa Rica	San José	0,3576	Brasil	Río de Janeiro	0,3455
México	Toluca	0,3504	Chile	Concepción	0,3326
Argentina	Córdoba	0,3307	Costa Rica	San José	0,3306
Perú	Trujillo	0,3237	Perú	Trujillo	0,3237
República Dominicana	Santo Domingo	0,3016	México	Guadalajara	0,3044
Chile	Concepción	0,294	Argentina	Córdoba	0,3021
Colombia	Barranquilla	0,2927	República Dominicana	Santo Domingo	0,2965
Ecuador	Cuenca	0,2837	Brasil	Recife	0,2963
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	0,2836	Colombia	Barranquilla	0,2927
México	Guadalajara	0,267	México	Querétaro	0,2883
Argentina	Rosario	0,2587	Ecuador	Cuenca	0,2837
Brasil	Recife	0,2547	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	0,2836
Brasil	Fortaleza	0,2516	Argentina	Rosario	0,2677
Ecuador	Guayaquil	0,243	México	Puebla	0,2574
Brasil	São Paulo	0,2374	Brasil	Fortaleza	0,2449
México	Puebla	0,2374	Ecuador	Guayaquil	0,243
México	Laguna	0,237	Brasil	São Paulo	0,21
Chile	La Serena-Coquimbo	0,1948	Chile	Viña del Mar-Valparaíso	0,2088
Brasil	Belém	0,1862	Colombia	Bogotá	0,1862
Colombia	Bogotá	0,1862	Brasil	Belém	0,1843
Perú	Arequipa	0,173	México	Laguna	0,179
Panamá	Panamá	0,1573	Perú	Arequipa	0,173
Perú	Chiclayo	0,1518	Brasil	Salvador	0,1584
Ecuador	Quito	0,1501	Perú	Chiclayo	0,1518
Brasil	Salvador	0,1417	Panamá	Panamá	0,1512
México	Querétaro	0,1412	Ecuador	Quito	0,1501
México	San Luis de Potosí	0,1302	México	Ciudad Juárez	0,1389
Ecuador	Santo Domingo	0,126	Ecuador	Santo Domingo	0,126
México	León	0,1207	México	León	0,1154
Chile	Viña del Mar-Valparaíso	0,1148	México	San Luis de Potosí	0,1087
México	Ciudad Juárez	0,0892	Chile	La Serena-Coquimbo	0,0924
Perú	Lima	0,079	Perú	Lima	0,079
México	Tijuana	0,0485	Chile	Antofagasta	0,0654
Chile	Antofagasta	0,0368	Brasil	Goânia	0,0561
Brasil	Goânia	0,0335	México	Tijuana	0,0227

Fuente: Elaboración propia.

Entre las ciudades menos segregadas están Antofagasta y Viña del Mar-Valparaíso (Chile), Goiânia (Brasil), Tijuana y León (México), Lima (Perú) y Santo Domingo (Ecuador). También hemos calculado la segregación de los jefes de hogar sin ninguna calificación. En el cuadro 4 figuran estadísticas descriptivas para ambos tipos de segregación. Como puede observarse, la segregación es mayor en el caso de los trabajadores altamente calificados, y es relativamente constante en ambos casos.

Cuadro 4
América Latina (13 países)^a: estadísticas descriptivas de segregación por nivel de calificación, 2000 y 2010

Variable	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
Índice de segregación de Duncan, trabajadores altamente calificados, muestra completa	0,2310194	0,1066767	0,0225	0,5237
Índice de segregación de Duncan, trabajadores altamente calificados, 2000	0,2314388	0,1083908	0,0355	0,4758
Índice de segregación de Duncan, trabajadores altamente calificados, 2010	0,2306	0,1060564	0,0225	0,5237
Índice de segregación de Duncan, trabajadores escasamente calificados, muestra completa	0,1791367	0,0849578	0,0151	0,3958
Índice de segregación de Duncan, trabajadores escasamente calificados, 2000	0,1799375	0,0827937	0,0359	0,3888
Índice de segregación de Duncan, trabajadores escasamente calificados, 2010	0,1779898	0,0886876	0,0151	0,3958

Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Al comparar estos resultados con los de ciudades en países más desarrollados, se observa que los valores de segregación no son muy diferentes. Por ejemplo, en el cuadro 5 se presenta la evolución de la segregación entre los grupos de ingreso alto y de ingreso bajo en los Estados Unidos entre 1970 y 2009. Los niveles de segregación son muy similares a los que se verifican en las ciudades de América Latina, si bien no son tan altos. Puede observarse que en América Latina, la segregación del grupo más aventajado es sistemáticamente más alta también. Sin embargo, mientras que en los Estados Unidos los valores medios han aumentado, se han mantenido en general sin cambios en América Latina.

Cuadro 5
Estados Unidos: segregación promedio por grupo de ingresos, 1970-2009

	1970	1980	1990	2000	2007	2008	2009
Segregación en grupos de ingreso bajo	0,112	0,124	0,153	0,146	0,158	0,163	0,163
Segregación en grupos de ingreso alto	0,173	0,156	0,189	0,185	0,195	0,202	0,200

Fuente: Elaboración propia.

2. Datos sobre la productividad

La recopilación de datos para este proyecto planteó tres desafíos principales. Primero, se recopiló información de países que aplican modelos distintos para compilar su información estadística. Segundo, las definiciones de ciudad no son las mismas para todos los países. Tercero, existen grandes diferencias en la disponibilidad de datos entre los países latinoamericanos. A fin de reducir las fuentes de variabilidad, la mayoría de los datos que se utilizaron para calcular los índices de segregación y empleo provienen de la IPUMS-International. Esta es una iniciativa del Centro de Población de la Universidad de Minnesota de inventariar, preservar, armonizar y difundir microdatos censales provenientes de todo el mundo. La información sobre el valor añadido por sector en cada país se obtuvo de los cuadros de insumo-producto de la OCDE (OCDE, 2021). Por último, ante la ausencia de datos armonizados, se utilizó información de los institutos nacionales de estadística y los bancos centrales de cada país. Se

aplicaron dos criterios para seleccionar las metrópolis que se incluirían en las regresiones, a saber, la importancia de la ciudad dentro del país y la disponibilidad de datos sobre ella. La importancia de la ciudad se determinó principalmente en función del peso relativo de su población frente a la población nacional. Aplicando este criterio, se presentan 49 ciudades de 13 países. En muchos casos, la falta de información de los países implica que no pudieron calcularse datos para años específicos (en el cuadro A1.1 se desglosa la disponibilidad de datos para cada ciudad alrededor del año inicial y el año final). Cuando la información demográfica no coincide con la información sobre el valor añadido, se actualizan los datos demográficos de conformidad con la tasa de crecimiento demográfico informada por cada país durante el período. A fin de comparar la productividad $y_c(t)$ de la ciudad c en un tiempo t con la de otra ciudad en un país distinto o en el período $(t + 1)$, todas las cifras de productividad se convirtieron usando el índice Big Mac. Además, se utilizaron las cifras de productividad convertidas a dólares PPA y actualizadas en función de la tasa de inflación en dólares para comparar la productividad entre los países. En el cuadro 6 figuran los puntajes abreviados por ciudad en función de la productividad por trabajador medida según la PPA en 2000 y 2010. Puede observarse que las posiciones de las ciudades más productivas cambiaron considerablemente durante el período de 10 años. Sin embargo, los puntajes son más estáticos en las cinco ciudades con los puntajes más bajos (en el cuadro A1.2 del anexo A1 figura la lista completa de puntajes basada en el índice Big Mac).

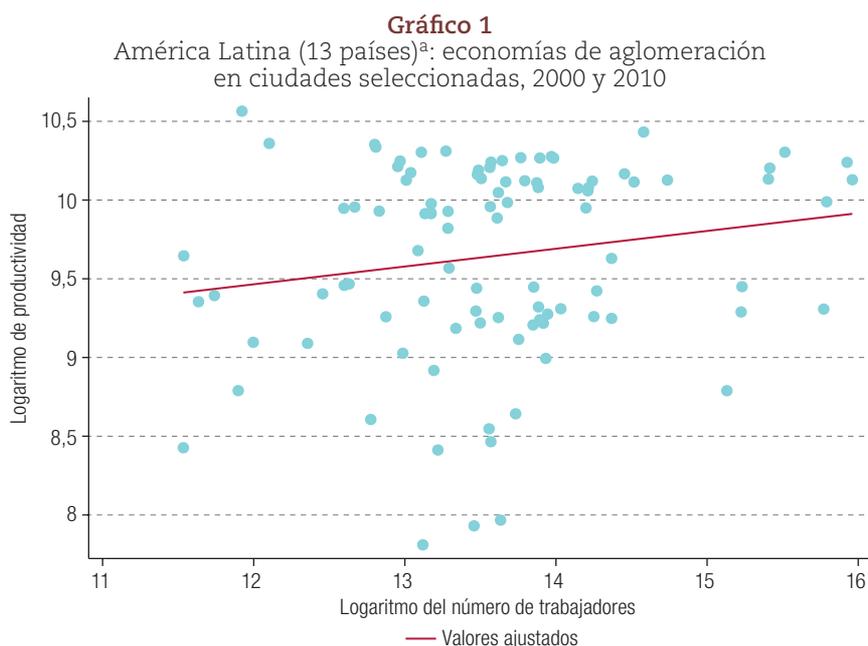
Cuadro 6

América Latina (6 países): puntaje de las ciudades según su productividad, 2000 y 2010

Puntaje en 2000	Puntaje en 2010	País	Ciudad
18	1	Chile	Antofagasta
19	2	Chile	Santiago
23	3	Chile	La Serena-Coquimbo
20	4	Chile	Viña del Mar-Valparaíso
21	5	Chile	Concepción
13	6	Uruguay	Montevideo
1	7	Argentina	Buenos Aires
2	8	Argentina	Mendoza
45	45	Paraguay	Asunción
42	46	Ecuador	Santo Domingo
47	47	Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz
48	48	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz
49	49	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba

Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 1 es un diagrama de dispersión que refleja el número de trabajadores en cada ciudad en función de la productividad de la ciudad. La línea muestra que existe una relación positiva, lo que sugiere la presencia de economías de aglomeración. En el extremo superior izquierdo se ven dos ciudades pequeñas con una elevada productividad. Se trata de Antofagasta y La Serena-Coquimbo en Chile, donde el sector minero reviste gran importancia.



Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

V. Análisis empírico y resultados

El primer ejercicio empírico que realizamos fue una regresión agrupada. El motivo es que si bien recopilar información coherente y comparable para 49 ciudades en América Latina entraña un desafío, a los efectos de un análisis empírico, sigue siendo una muestra pequeña. Usar información para 2000 y 2010 en una regresión agrupada aumenta la muestra a 98 observaciones, un número más idóneo para un análisis econométrico. Los controles adicionales utilizados para esta regresión son la proporción de trabajadores altamente calificados en la zona metropolitana, el PIB per cápita expresado según la PPA del país en cuestión, un año ficticio y la población de la ciudad. Las variables dependientes utilizadas son la productividad reducida según el índice Big Mac y la productividad expresada como PPA, como ya se señaló. En el cuadro 7 figuran las estadísticas descriptivas para estas variables. Como puede observarse, el promedio entre todas estas variables aumentó durante el período 2000-2010. También puede observarse que el continente es sumamente heterogéneo y desigual.

Se intuye que todas estas correlaciones deberían ser positivas: en las ciudades más productivas deberían registrarse salarios medios por trabajador e ingresos per cápita medios más altos, lo que debería atraer a más personas a trabajar allí, en particular a los trabajadores más calificados. En el gráfico 2 se presentan diagramas de dispersión que muestran la relación incondicional entre estas variables y la productividad (logaritmo del índice Big Mac). Como puede preverse, todas estas variables tienen un efecto positivo sobre la productividad. El efecto más claro proviene del PIB per cápita y del ingreso por trabajador, si bien la proporción de trabajadores altamente calificados tiene un efecto similar. La relación entre la productividad y el número de trabajadores en una ciudad es más tenue, si bien sigue siendo positiva. Por supuesto, se trata únicamente de correlaciones, y debe tenerse en cuenta que existe un importante problema con la endogeneidad entre las variables.

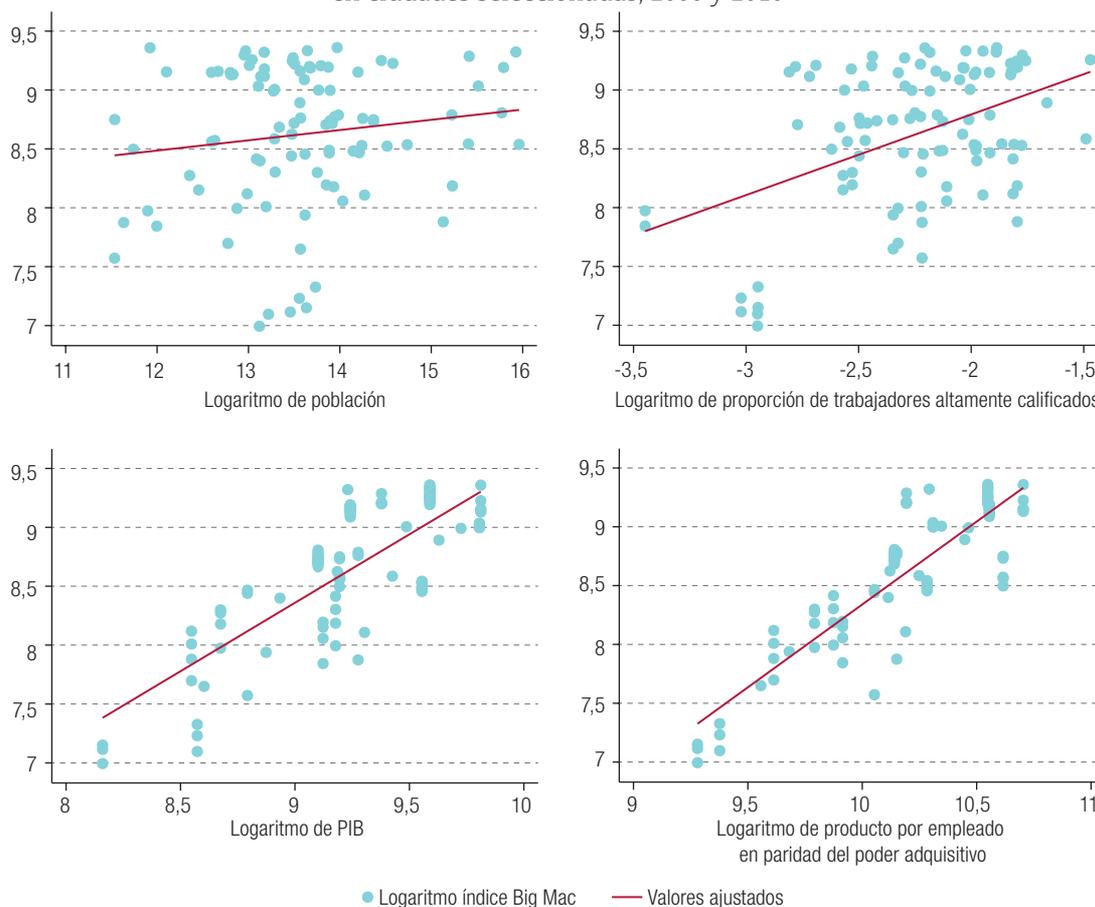
Cuadro 7
América Latina (13 países)^a: estadísticas descriptivas de las variables
para el análisis empírico de la segregación en ciudades seleccionadas, 2000 y 2010

Variable	Observaciones	Media	Desviación típica:	Mínimo	Máximo
2000					
Índice Big Mac	49	6 260,575	2 894,455	1 090,809	11 166,74
Productividad	49	13 592,87	6 724,517	2 465,228	26 984,03
PIB per cápita	49	8 574,673	2 445,306	3 497	13 188
Proporción de trabajadores altamente calificados	49	0,1024776	0,0324008	0,0318	0,1661
Población	49	1 187 125	1 565 015	102 183	7 210 874
2010					
Índice Big Mac	49	6 627,128	3 221,966	1 208,268	11 618,85
Productividad	49	22 534,07	8 384,848	4 502,31	38 739,53
PIB per cápita	49	13 292,18	3 637,439	5 289	18 249
Proporción de trabajadores altamente calificados	49	0,1244531	0,0436779	0,0318	0,2298
Número de trabajadores	49	1 441 099	1 820 342	112 930	8 545 510

Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Gráfico 2
América Latina (13 países)^a: relación incondicional entre productividad y población,
trabajadores altamente calificados, PIB total e ingreso per cápita
en ciudades seleccionadas, 2000 y 2010



Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Para aportar solidez, hemos realizado cuatro regresiones utilizando la productividad medida en términos de PPA y reducida según el índice Big Mac y la segregación medida de conformidad con los índices de Duncan y de Gini como variables dependientes. Los errores estándar se agrupan por país. En el cuadro 8 se muestran los resultados de estas cuatro regresiones agrupadas³. La segregación no es significativa en ninguna de ellas, pero el signo de los parámetros pertinentes siempre es negativo. Sin embargo, esta regresión seguramente se está viendo afectada por el problema del sesgo de las variables omitidas. Como se explica en Oltmans (2011, pág. 3): "...algunos atributos no cuantificados de tipo económico, político o similar podrían llevar a ciertas ciudades a tener simultáneamente una mayor segregación y características más negativas que otras. Por ejemplo, ciudades como Detroit tienen elevados niveles de segregación y resultados económicos deficientes para sus residentes, pero otras características, como la corrupción política o el legado de una economía manufacturera, podrían ser la causa de ambas situaciones. Si estos atributos no se reflejan en su totalidad, se producirá un sesgo por variables omitidas en las estimaciones de las relaciones entre la segregación y las características de la población según el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO)".

Cuadro 8

América Latina (13 países)^a: regresiones agrupadas del análisis empírico de la segregación en ciudades seleccionadas, 2000 y 2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logaritmo de la productividad	Logaritmo del índice Big Mac	Logaritmo del índice Big Mac	Logaritmo del índice Big Mac
Índice de segregación de Duncan	-0,100 (0,186)		-0,240 (0,254)	
Proporción de trabajadores altamente calificados	1,519* (0,560)	1,548* (0,550)	1,620** (0,441)	1,677** (0,433)
Logaritmo del PIB	1,481*** (0,0616)	1,486*** (0,0620)	1,554*** (0,0551)	1,564*** (0,0568)
Logaritmo del número de trabajadores	0,0190 (0,0443)	0,0166 (0,0444)	0,0231 (0,0590)	0,0191 (0,0592)
Año ficticio	-0,141 (0,0899)	-0,143 (0,0890)	-0,673*** (0,0761)	-0,677*** (0,0748)
Coficiente de Gini		-0,0296 (0,150)		-0,110 (0,212)
Constante	-4,363*** (0,751)	-4,388*** (0,785)	-5,823*** (0,832)	-5,887*** (0,905)
<i>N</i>	98	98	98	98
<i>R</i> ²	0,895	0,895	0,837	0,836

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Dadas las características de nuestra muestra, hemos optado por un enfoque de primera diferencia que nos permite subsanar el problema de las variables omitidas, ya que utiliza observaciones repetidas a través del tiempo para eliminar las variables omitidas invariantes en el tiempo. Como Wooldridge (2001) explica, si tenemos una variable omitida c_i en el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

$$y_{i,t-1} = x_{i,t-1}\beta + c_i + u_{i,t-1}, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

³ Hemos realizado pruebas de multicolinealidad para este conjunto de regresiones y para las que se presentan a continuación, a saber, el factor de inflación de la varianza (FIV), la raíz cuadrada de la FIV, la tolerancia y las pruebas de R-cuadrado. Los resultados se presentan en el cuadro A1.4. En ninguno de los casos analizados se observan pruebas de multicolinealidad.

Al diferenciar ambas ecuaciones obtenemos:

$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it}\beta + \Delta u_{it}, \quad t = 2, \dots, T \quad (8)$$

Que elimina la variable omitida c_i . Como los estimadores de las primeras diferencias y de los efectos fijos son equivalentes desde el punto de vista numérico cuando $T = 2$, hemos utilizado un modelo de efectos fijos de datos de panel para aplicar las regresiones de primeras diferencias. Como antes, los errores estándar se agrupan por país. Los resultados figuran en el cuadro 9.

La segregación sigue sin ser significativa, excepto cuando la productividad se mide usando el índice de Big Mac y la segregación usando el índice de Gini. Un resultado llamativo en este caso es que el signo de la segregación es positivo. Esto podría deberse a que la regresión de primera diferencia corrigió el sesgo de las variables omitidas. Más allá de eso, examinamos la hipótesis de una relación potencialmente no lineal entre la productividad y la segregación. En el gráfico 3 se presenta el diagrama de dispersión entre el logaritmo de productividad (índice Big Mac) y el índice de Gini y una curva cuadrática ajustada.

Cuadro 9

América Latina (13 países)^a: primeras diferencias de las variables en el análisis empírico de la segregación en ciudades seleccionadas, 2000 y 2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logaritmo del índice Big Mac			
Índice de segregación de Duncan	-0,422 (0,865)		1,594* (0,721)	
Proporción de trabajadores altamente calificados	1,310 (1,865)	1,335 (1,997)	-1,977 (2,109)	-2,194 (2,092)
Logaritmo del PIB	1,716** (0,553)	1,711** (0,543)	1,061 (0,700)	1,074 (0,716)
Logaritmo del número de trabajadores	0,277 (0,508)	0,291 (0,499)	0,0269 (0,455)	-0,0287 (0,462)
Año ficticio	-0,295 (0,340)	-0,295 (0,333)	-0,375 (0,374)	-0,368 (0,384)
Coefficiente de Gini		-0,362 (1,052)		1,663* (0,753)
Variable constante	-9,866 (11,65)	-10,01 (11,52)	-1,487 (12,15)	-0,911 (12,38)
<i>N</i>	98	98	98	98
<i>R</i> ²	0,860	0,860	0,307	0,323

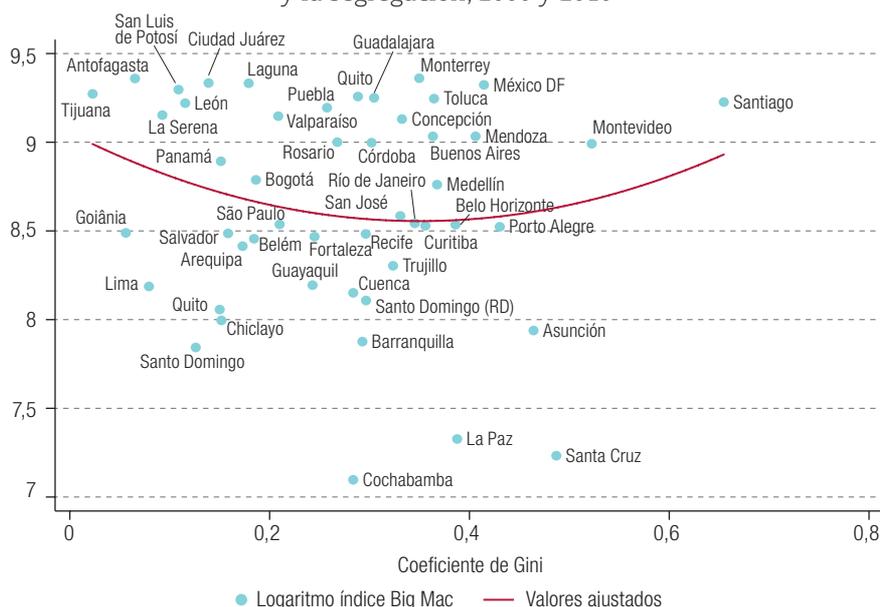
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Como puede observarse, parece existir una relación no lineal entre la productividad y la segregación. En consecuencia, deberíamos incluir un término cuadrático de segregación en la regresión. Dado que la línea tiene forma de U, cabe esperar un signo negativo para el término lineal y uno positivo para el cuadrático. En el cuadro 10 se muestran los resultados de este nuevo grupo de regresiones de primera diferencia, incluido el término cuadrático de segregación.

Gráfico 3
América Latina (13 países)^a: relación no lineal entre la productividad y la segregación, 2000 y 2010



Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Cuadro 10
América Latina (13 países)^a: primeras diferencias con segregación cuadrática de las variables en el análisis empírico de la segregación en ciudades seleccionadas, 2000 y 2010

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logaritmo del índice Big Mac			
Índice de segregación de Duncan	1,142 (1,389)		-2,883* (1,290)	
Índice de segregación de Duncan 2	-4,040 (4,466)		11,56** (2,938)	
Proporción de trabajadores altamente calificados	1,280 (1,719)	1,345 (1,998)	-1,892 (1,994)	-2,054 (2,079)
Logaritmo del PIB	1,743* (0,582)	1,707** (0,550)	0,985 (0,585)	1,018 (0,618)
Logaritmo del número de trabajadores	0,283 (0,513)	0,286 (0,499)	0,0104 (0,434)	-0,106 (0,422)
Año ficticio	-0,309 (0,354)	-0,292 (0,334)	-0,334 (0,318)	-0,320 (0,328)
Coeficiente de Gini		-0,746 (2,319)		-3,631*** (0,480)
Coeficiente de Gini 2		0,852 (6,604)		11,74*** (1,567)
Variable constante	-10,28 (11,99)	-9,874 (11,61)	-0,305 (10,97)	0,984 (11,10)
N	98	98	98	98
R ²	0,861	0,860	0,378	0,412

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Como cabe esperar, los signos son negativos en el término lineal y positivos en el cuadrático en tres de las cuatro regresiones, lo que confirma lo que se observa en el diagrama de dispersión del gráfico 3. De las regresiones, la número 4 en el cuadro 10 es la que exhibe el mejor ajuste. En esta regresión se usa el índice de Gini y de Gini cuadrático como la variable de segregación y el logaritmo del índice de Big Mac como el medidor de productividad. Para establecer si este procedimiento ha logrado eliminar el problema de las variables omitidas, utilizamos la prueba Shapiro-Wilk para determinar si la distribución de los errores de esta regresión era normal. En el caso de la regresión 4 en el cuadro 10, la hipótesis de que los errores presentan una distribución normal no puede rechazarse.

El siguiente argumento explica esta conclusión. Según Benabou (1993), las consecuencias de la segregación sobre los resultados de las ciudades dependen de la interrelación entre las complementariedades locales y mundiales. Las complementariedades locales se vinculan con los efectos educativos indirectos que las personas experimentan en sus vecindarios, en tanto que las globales se relacionan con la manera en que la mano de obra altamente calificada y la escasamente calificada se complementan entre sí en la función de producción. Si la segregación impide el correcto funcionamiento de las complementariedades globales debido a que excluye a los trabajadores escasamente calificados del mercado laboral, la segregación tendrá un efecto negativo sobre la productividad de la ciudad, y a la larga la economía se desplomará. Sin embargo, si las complementariedades globales no son demasiado importantes —por ejemplo, debido a que la ciudad se especializa en un sector productivo como el financiero, en el que estas complementariedades son menos relevantes—, la segregación no perjudicará los resultados de la ciudad, sino que los mejorará.

En el extremo izquierdo del diagrama de dispersión en el gráfico 3 se muestran zonas metropolitanas como Tijuana, León, Antofagasta y La Serena. Estas ciudades registran bajos niveles de segregación y son altamente productivas. Los principales sectores productivos en estas ciudades son la industria manufacturera y la minería, que claramente necesitan mano de obra altamente calificada y escasamente calificada; es por eso que en este caso, un nivel de segregación elevado tendría efectos negativos sobre los resultados de las ciudades, y de hecho, para la economía en su conjunto, por cuanto las complementariedades globales son más importantes que las locales. En el otro extremo, Santiago y Montevideo son ciudades altamente segregadas y altamente productivas. Se trata de ciudades que se especializan en el sector terciario. En el caso de Santiago, casi el 80% de la economía corresponde a este sector, y un 30% a los servicios financieros. En consecuencia, las complementariedades globales entre los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados son menos importantes en estas ciudades, donde predominan los efectos indirectos locales.

La peor situación se constata en las ciudades bolivianas, que se especializan en sectores de la economía que aprovechan las complementariedades globales, como el agrícola, pero acusan elevados niveles de segregación (por encima de la media). Por tanto, en este caso la segregación tiene un efecto negativo sobre la productividad, como puede concluirse a partir del gráfico 3.

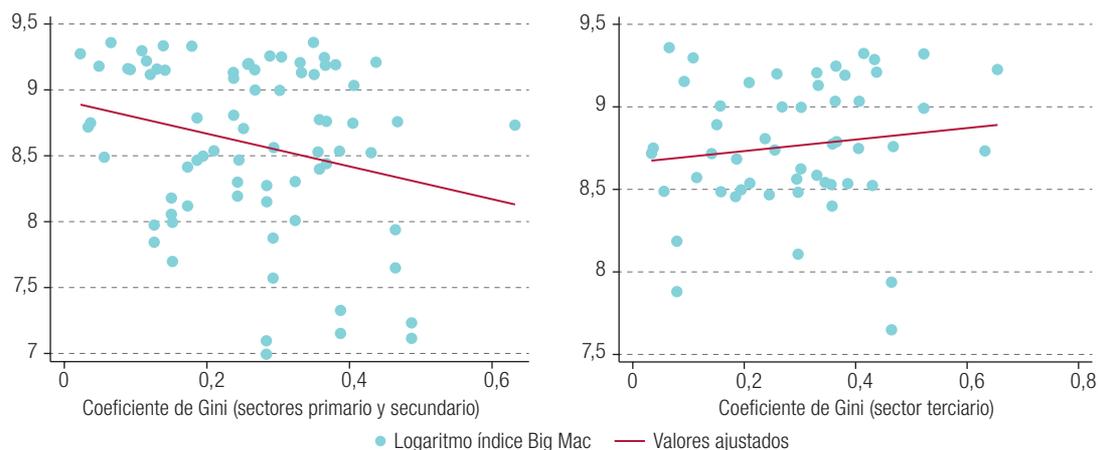
Para ofrecer un panorama más claro, en el gráfico 4 se presenta la correlación entre la productividad y el coeficiente de Gini. En el panel izquierdo se ilustra esta correlación cuando las ciudades se especializan en los sectores primario y secundario⁴. Como puede observarse, en esos casos la correlación es negativa. En el panel de la derecha se ilustra esta correlación cuando las ciudades se especializan en el sector terciario⁵. A diferencia del caso anterior, la correlación entre la productividad y la segregación de los trabajadores altamente calificados es positiva.

⁴ El peso del sector primario de una ciudad se calcula como la proporción de trabajadores empleados en los sectores de la agricultura, la pesca, la forestación, la minería y el abastecimiento energético. En cuanto al sector secundario, se calcula como la proporción de los trabajadores que trabajan en los sectores manufacturero y de la construcción.

⁵ La participación del sector terciario equivale a la proporción del total de trabajadores de la ciudad empleados en los sectores del transporte, las comunicaciones, los servicios financieros, los seguros, la educación, los servicios empresariales, la administración pública, los servicios de salud y el trabajo social. Cabe destacar que los sectores de la venta mayorista y minorista, los hoteles y los restaurantes no están incluidos en esta definición.

Gráfico 4

América Latina (13 países)^a: correlación entre la productividad y segregación en ciudades seleccionadas, por sectores de especialización, 2000 y 2010



Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Además, elaboramos dos regresiones que incorporan las dos hipótesis que se explican en el párrafo anterior. En el cuadro 11 se muestran los resultados de estas regresiones. En el primer caso, la correlación es negativa y significativa en un 10%, en tanto que en el segundo, la correlación es positiva pero carece de significancia estadística, posiblemente debido al escaso tamaño de la muestra (apenas 53 observaciones).

Cuadro 11

América Latina (13 países)^a: productividad por sector y segregación, 2000 y 2010

Variable	Sectores primario y secundario	Sector terciario
	Logaritmo del índice Big Mac	Logaritmo del índice Big Mac
Coeficiente de Gini	-0,408* (0,239)	0,22 (0,21)
Proporción de trabajadores altamente calificados	2,109** (0,806)	1,21 (0,98)
Logaritmo del PIB	1,551*** (0,0894)	1,62*** (0,15)
Logaritmo de la población	0,0479 (0,0348)	0,0075 (0,03)
Año ficticio	-0,646*** (0,0655)	-0,748*** (0,101)
Variable constante	-6,102*** (0,866)	-6,3*** (1,52)
Observaciones	75	53
R ²	0,87	0,7

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. * $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,1$.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Este análisis parece respaldar el argumento de que la segregación de los trabajadores altamente calificados tiene efectos negativos sobre la productividad cuando las ciudades se especializan en los sectores primario y secundario, pero positivos cuando se especializan en el sector terciario.

VI. Conclusiones

El objetivo de este estudio fue esclarecer la relación entre las ciudades latinoamericanas y la segregación residencial de los trabajadores altamente calificados. Se trata de una cuestión que merece investigación, habida cuenta de que, tal como la literatura lo ha señalado, puede esperarse que la segregación espacial de los más aventajados tenga consecuencias trascendentales sobre la economía en su conjunto. Para lograr nuestro objetivo, recopilamos información censal de muestra en el sitio web del Centro de Población de Minnesota (IPUMS) a fin de calcular medidas de los índices de productividad y segregación para las ciudades. Reunir estos datos planteó un desafío debido a las diferencias entre los países en lo referido a la calidad, el nivel de detalle y otras características de los datos. Finalmente, pudimos obtener información coherente y comparable sobre 49 ciudades para aproximadamente el año 2000, y sobre el mismo grupo de ciudades para alrededor del año 2010.

Nuestra definición de ciudad se acerca en la máxima medida posible a la de una ciudad funcional. En consecuencia, trabajamos con zonas consideradas metropolitanas según la definición de la oficina de estadísticas de cada país. Se define a los trabajadores altamente calificados como los jefes de hogar con un título universitario. Utilizamos los índices de segregación de Duncan y de Gini. Calculamos la productividad por trabajador y la redujimos usando el índice Big Mac como medidor de productividad, y luego elaboramos regresiones agrupadas y de primera diferencia usando la productividad como variable dependiente y la segregación y otros controles como variables independientes. Encontramos indicios de una relación no lineal entre la productividad y la segregación de los trabajadores altamente calificados. En particular, esta relación presenta una curva en forma de U.

Una posible explicación de esta relación es que las consecuencias de la segregación sobre los resultados de las ciudades dependen de la interrelación entre las complementariedades locales y mundiales. Las complementariedades locales se vinculan con los efectos educativos indirectos que las personas experimentan en sus vecindarios, en tanto que las globales se relacionan con la manera en que la mano de obra altamente calificada y la escasamente calificada se complementan entre sí en la función de producción. Si la segregación impide el correcto funcionamiento de las complementariedades globales debido a que excluye a los trabajadores escasamente calificados del mercado laboral, la segregación tendrá un efecto negativo sobre la productividad de la ciudad, y a la larga la economía se desplomará. Sin embargo, si las complementariedades globales no son demasiado importantes —por ejemplo, debido a que la ciudad se especializa en un sector productivo como el financiero, en el que estas complementariedades son menos relevantes—, la segregación no perjudicará los resultados de la ciudad.

Como ejemplo de esta relación, podemos observar lo que sucede en ciudades como Tijuana, Antofagasta, Santiago y Santa Cruz de la Sierra. Las primeras dos tienen elevados niveles de productividad, pero bajos niveles de segregación. Esto puede explicarse en función de las complementariedades globales y locales. Dado que ambas ciudades se especializan en la fabricación y la minería, respectivamente, puede esperarse que la complementariedad global entre los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados sea estrecha y más importante que las complementariedades locales en la educación. La segregación, que en este caso excluye del mercado de trabajo a los trabajadores escasamente calificados, que son importantes para la función de producción, va en detrimento de la productividad.

En el caso de Santiago, se observan elevados índices de productividad y de segregación. Esto también responde a la especialización de la ciudad. Debido a que una parte importante de la actividad económica de Santiago se concentra en el ámbito de los servicios financieros, donde las complementariedades entre los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados son menos evidentes, las complementariedades locales en la educación adquieren una mayor relevancia, por lo que la segregación tiene efectos positivos sobre la productividad.

En Santa Cruz de la Sierra, en el Estado Plurinacional de Bolivia, encontramos la peor combinación: aunque se especializa principalmente en la agricultura, un sector en que las complementariedades de producción entre los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados son importantes, acusa un elevado nivel de segregación, lo que en su caso perjudica la productividad.

Por ende, el efecto de la segregación sobre la productividad de las ciudades dependerá de cómo interactúen las complementariedades de producción entre los trabajadores altamente calificados y los escasamente calificados con las complementariedades educativas a nivel local, como señala Benabou (1993), lo que a su vez se vincula estrechamente con la especialización de la ciudad. Si el principal sector productivo de la ciudad exige complementariedades globales entre estos dos tipos de trabajadores, como ocurre en los sectores manufacturero, minero y agrícola, la segregación residencial de los trabajadores altamente calificados, que los excluye, perjudicará la productividad. Por otro lado, si la especialización productiva de la ciudad no exige complementariedades, la segregación no afectará la productividad, sino que mejorará los efectos indirectos locales en materia educativa, lo que en última instancia potenciará los resultados de la ciudad.

Bibliografía

- Anas, A. (2002), "Prejudice, exclusion, and compensating transfers: the economics of ethnic segregation", *Journal of Urban Economics*, vol. 52, N° 3, Ámsterdam, Elsevier.
- Benabou, R. (1996), "Equity and efficiency in human capital investment: the local connection", *The Review of Economic Studies*, vol. 63, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- _____(1993), "Workings of a city: location, education and production", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, N° 3, Oxford, Oxford University Press.
- Bjerk, D. (2010), "Thieves, thugs, and neighborhood poverty", *Journal of Urban Economics*, vol. 68, N° 3, Ámsterdam, Elsevier.
- Chetty, R., N. Hendren y L. Katz (2016), "The effects of exposure to better neighborhoods on children: new evidence from the moving to opportunity experiment", *American Economic Review*, vol. 106, N° 4, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Conejeros, R. y M. Vargas (2012), "Segregation, exclusion and compensating transfers under a dynamic setting", *Applied Economics*, vol. 44, Milton Park, Taylor and Francis.
- Corvalan, A. y M. Vargas (2015), "Segregation and conflict: an empirical analysis", *Journal of Development Economics*, vol. 116, Ámsterdam, Elsevier.
- Cuttler, D. y E. Glaeser (1997), "Are ghettos good or bad?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, N° 3, Oxford, Oxford University Press.
- Eberts, R. y D. McMillan (1999), "Agglomeration economies and urban public infrastructure", *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 3, P. Cheshire y E. Mills (eds.), Ámsterdam, Elsevier.
- Fogarty, M. y G. Garofalo (1988), "Urban spatial structure and productivity growth in the manufacturing sector of cities", *Journal of Urban Economics*, vol. 23, N° 1, Ámsterdam, Elsevier.
- Jacobs, J. (ed.) (1969), *The Economy of Cities*, Nueva York, Vintage.
- Kessler, R. y otros (2014), "Associations of housing mobility interventions for children in high-poverty neighborhoods with subsequent mental disorders during adolescence", *Journal of the American Medical Association*, vol. 311, N° 9, Chicago, Asociación Médica Estadounidense.
- Krugman, P. (1980), "Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade", *American Economic Review*, vol. 70, N° 5, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Ludwig, J. y otros (2013), "Long-term neighborhood effects on low-income families: evidence from moving to opportunity", *American Economic Review*, vol. 103, N° 3, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- _____(2012), "Neighborhood effects on the long-term well-being of Low-Income adults", *Science*, vol. 337, N° 6101, Washington, D.C., Asociación Estadounidense para el Progreso de la Ciencia (AAAS).
- Marshall, A. (ed.) (1920), *Principles of Economics*, Londres, Macmillan Publishers.
- Massey, D. y N. Denton (1988), "The dimensions of residential segregation", *Social Forces*, vol. 67, N° 2, Oxford, Oxford University Press.

- OCDE (Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos) (2021), "Input-Output Tables (IOTs)" [en línea] <https://www.oecd.org/sti/ind/input-outputtables.htm>.
- _____(2006), *Competitive Cities in the Global Economy*, OECD Territorial Reviews, París.
- Oltmans, E. (2011), "The wrong side(s) of the tracks: the causal effects of racial segregation on urban poverty and inequality", *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 3, N° 2, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Piketty, T. y E. Saez (2003), "Income Inequality in the United States, 1913-1998", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, N° 1, Oxford, Oxford University Press.
- Solow, R. (1957), "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, N° 3, Cambridge, The MIT Press.
- Strange, W. y S. Rosenthal (2004), "Evidence on the nature and sources of agglomeration economies", *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, J. Henderson y J. F. Thisse, Ámsterdam, Elsevier.
- Sveikauskas, L. (1975), "The productivity of cities", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 89, N° 3, Oxford, Oxford University Press.
- Sveikauskas, L., J. Gowdy y M. Funk (1988), "Urban productivity: city size or industry size", *Journal of Regional Science*, vol. 28, N° 2, Hoboken, Wiley.
- Tabuchi, T. (1986), "Urban agglomeration, capital augmenting technology, and labor market equilibrium", *Journal of Urban Economics*, vol. 20, N° 2, Ámsterdam, Elsevier.
- Williamson, J. (2010), "Five centuries of Latin American income inequality", *Journal of Iberian and Latin American Economic History*, vol. 28, N° 2, Cambridge, Cambridge University Press.
- Wooldridge, J. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, The MIT Press.

Anexo A1

Los cuadros de este anexo complementan los que se presentan en el cuerpo principal del texto.

Cuadro A1.1
América Latina (13 países)^a: origen de los datos sobre la productividad
empleados en el estudio de la segregación en ciudades seleccionadas

Ciudad	Datos sobre el empleo	Datos sobre el valor añadido	Ciudad	Datos sobre el empleo	Datos sobre el valor añadido
Santiago	2000 CASEN	2000 OECD	San Luis de Potosí	2010 IPUMS	2010 OECD
Santiago	2009 CASEN	2010 OECD	León	2000 IPUMS	2000 OECD
Antofagasta	2000 CASEN	2000 OECD	León	2010 IPUMS	2010 OECD
Antofagasta	2009 CASEN	2010 OECD	Buenos Aires	2001 IPUMS	2000 OECD
Viña del Mar-Valparaíso	2000 CASEN	2000 OECD	Buenos Aires	2010 IPUMS	2010 OECD
Viña del Mar-Valparaíso	2009 CASEN	2010 OECD	Córdoba	2001 IPUMS	2000 OECD
Concepción	2000 CASEN	2000 OECD	Córdoba	2010 IPUMS	2010 OECD
Concepción	2009 CASEN	2010 OECD	Rosario	2001 IPUMS	2000 OECD
La Serena	2000 CASEN	2000 OECD	Rosario	2010 IPUMS	2010 OECD
La Serena	2009 CASEN	2010 OECD	Mendoza	2001 IPUMS	2000 OECD
São Paulo	2000 IPUMS	2000 OECD	Mendoza	2010 IPUMS	2010 OECD
São Paulo	2010 IPUMS	2010 OECD	Medellín	2005 IPUMS	2000 OECD
Río de Janeiro	2000 IPUMS	2000 OECD	Medellín	2005 IPUMS	2010 OECD
Río de Janeiro	2010 IPUMS	2010 OECD	Bogotá	2005 IPUMS	2000 OECD
Salvador	2000 IPUMS	2000 OECD	Bogotá	2005 IPUMS	2010 OECD
Salvador	2010 IPUMS	2010 OECD	Barranquilla	2005 IPUMS	2000 OECD
Fortaleza	2000 IPUMS	2000 OECD	Barranquilla	2005 IPUMS	2010 OECD
Fortaleza	2010 IPUMS	2010 OECD	San José	2000 census	2010 OECD
Belo Horizonte	2000 IPUMS	2000 OECD	San José	2011 census	2010 OECD
Belo Horizonte	2010 IPUMS	2010 OECD	La Paz	2001 IPUMS	2000 INE
Curitiba	2000 IPUMS	2000 OECD	La Paz	2012 IPUMS	2010 INE
Curitiba	2010 IPUMS	2010 OECD	Cochabamba	2001 IPUMS	2000 INE
Porto Alegre	2000 IPUMS	2000 OECD	Cochabamba	2012 IPUMS	2010 INE
Porto Alegre	2010 IPUMS	2010 OECD	Santa Cruz	2001 IPUMS	2000 INE
Goiânia	2000 IPUMS	2000 OECD	Santa Cruz	2012 IPUMS	2010 INE
Goiânia	2010 IPUMS	2010 OECD	Lima	2007 census	2000 INEI
Recife	2000 IPUMS	2000 OECD	Lima	2007 census	2010 INEI
Recife	2010 IPUMS	2010 OECD	Chiclayo	2007 census	2000 INEI
Belém	2000 IPUMS	2000 OECD	Chiclayo	2007 census	2010 INEI
Belém	2010 IPUMS	2010 OECD	Arequipa	2007 census	2000 INEI
Ciudad de México	2000 IPUMS	2000 OECD	Arequipa	2007 census	2010 INEI
Ciudad de México	2010 IPUMS	2010 OECD	Trujillo	2007 census	2000 INEI
Guadalajara	2000 IPUMS	2000 OECD	Trujillo	2007 census	2010 INEI
Guadalajara	2010 IPUMS	2010 OECD	Asunción	2002 census	2005 Central Bank
Monterrey	2000 IPUMS	2000 OECD	Asunción	2002 census	2010 Central Bank
Monterrey	2010 IPUMS	2010 OECD	Panamá	2000 IPUMS	2007 INEC
Puebla	2000 IPUMS	2000 OECD	Panamá	2010 IPUMS	2010 INEC
Puebla	2010 IPUMS	2010 OECD	Montevideo	2006 census	2000 INE
Toluca	2000 IPUMS	2000 OECD	Montevideo	2011 census	2010 INE
Toluca	2010 IPUMS	2010 OECD	Guayaquil	2001 IPUMS	2000 Central Bank
Tijuana	2000 IPUMS	2000 OECD	Guayaquil	2001 IPUMS	2010 Central Bank
Tijuana	2010 IPUMS	2010 OECD	Quito	2001 IPUMS	2000 Central Bank
Ciudad Juárez	2000 IPUMS	2000 OECD	Quito	2001 IPUMS	2010 Central Bank
Ciudad Juárez	2010 IPUMS	2010 OECD	Cuenca	2001 IPUMS	2000 Central Bank

Cuadro A1.1 (conclusión)

Ciudad	Datos sobre el empleo	Datos sobre el valor añadido	Ciudad	Datos sobre el empleo	Datos sobre el valor añadido
Laguna	2000 IPUMS	2000 OECD	Cuenca	2001 IPUMS	2010 Central Bank
Laguna	2010 IPUMS	2010 OECD	Santo Domingo	2002 IPUMS	2000 Central Bank
Querétaro	2000 IPUMS	2000 OECD	Santo Domingo	2010 IPUMS	2010 Central Bank
Querétaro	2010 IPUMS	2010 OECD	Santo Domingo (Ecuador)	2001 IPUMS	2007 Central Bank
San Luis de Potosí	2000 IPUMS	2000 OECD	Santo Domingo (Ecuador)	2010 IPUMS	2010 Central Bank

Fuente: Elaboración propia.

Nota: CASEN: Encuesta Socioeconómica Nacional; IPUMS: Serie de Microdatos Censales Integrados de Uso Público; OCDE: Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos; INE: Instituto Nacional de Estadística; INEI: Instituto Nacional de Estadísticas e Informática; INEC: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.

Cuadro A1.2

América Latina (13 países): puntajes de ciudades según el índice Big Mac, 2000 y 2010

Puntaje en 2000			Puntaje en 2010		
País	Ciudad	Big Mac	País	Ciudad	Big Mac
Uruguay	Montevideo	11166,73965	México	Monterrey	11618,84563
Argentina	Buenos Aires	10793,61334	Chile	Antofagasta	11598,66157
Argentina	Mendoza	9996,449794	México	Ciudad Juárez	11318,6198
Argentina	Córdoba	9961,192768	México	Laguna	11291,11744
Argentina	Rosario	9891,552209	México	Ciudad de México	11193,25867
México	Ciudad de México	9811,814948	México	San Luis de Potosí	10902,27451
México	Monterrey	9770,052587	México	Tijuana	10651,70953
México	Tijuana	9697,043644	México	Querétaro	10485,91086
México	Ciudad Juárez	9519,388056	México	Guadalajara	10406,90449
México	San Luis de Potosí	9492,556654	México	Toluca	10364,67466
México	Guadalajara	9436,970204	Chile	Santiago	10161,11197
México	Querétaro	9413,488672	México	León	10101,04737
México	Laguna	9248,405271	México	Puebla	9836,425835
México	León	9104,119414	Chile	La Serena-Coquimbo	9451,650954
México	Toluca	9101,691903	Chile	Viña del Mar-Valparaíso	9391,068743
México	Puebla	8851,451708	Chile	Concepción	9232,065182
Panamá	Panamá	8145,913908	Argentina	Buenos Aires	8384,960162
Brasil	São Paulo	6679,847307	Argentina	Mendoza	8381,844495
Brasil	Río de Janeiro	6558,941986	Argentina	Rosario	8099,204496
Brasil	Curitiba	6468,572587	Argentina	Córdoba	8080,177341
Brasil	Porto Alegre	6367,987802	Uruguay	Montevideo	8036,850976
Chile	Antofagasta	6308,845286	Panamá	Panamá	7273,621014
Brasil	Belo Horizonte	6296,322268	Colombia	Bogotá	6552,569326
Brasil	Recife	6241,733271	Colombia	Medellín	6384,023835
Chile	Santiago	6206,434154	Costa Rica	San José	5353,213481
Brasil	Goiânia	6115,139454	Brasil	Río de Janeiro	5124,571709
Brasil	Salvador	6103,46939	Brasil	São Paulo	5104,384167
Brasil	Fortaleza	6039,005177	Brasil	Belo Horizonte	5092,924787
Brasil	Belém	5909,315539	Brasil	Curitiba	5060,667619
República Dominicana	Santo Domingo	5566,000039	Brasil	Porto Alegre	5032,341579
Chile	Viña del Mar-Valparaíso	5278,257951	Brasil	Goiânia	4857,10337
Chile	Concepción	5229,744615	Brasil	Salvador	4847,332604
Chile	La Serena-Coquimbo	4901,780204	Brasil	Recife	4829,722434
Colombia	Bogotá	4752,925471	Brasil	Fortaleza	4757,989157
Colombia	Medellín	4629,978149	Brasil	Belém	4703,405616
Costa Rica	San José	4442,018337	Perú	Arequipa	4513,754623

Cuadro A1.2 (conclusión)

Puntaje en 2000			Puntaje en 2010		
País	Ciudad	Big Mac	País	Ciudad	Big Mac
Ecuador	Guayaquil	4022,255526	Perú	Trujillo	4038,392012
Ecuador	Cuenca	3921,051866	Ecuador	Guayaquil	3620,84656
Ecuador	Quito	3563,973573	Perú	Lima	3590,05369
Perú	Arequipa	3356,775861	Ecuador	Cuenca	3469,083125
Perú	Trujillo	3009,165406	República Dominicana	Santo Domingo	3319,768189
Ecuador	Santo Domingo	2905,272975	Ecuador	Quito	3155,191171
Perú	Lima	2646,185677	Perú	Chiclayo	2964,603405
Perú	Chiclayo	2203,590951	Paraguay	Asunción	2802,714553
Paraguay	Asunción	2099,929668	Colombia	Barranquilla	2630,747011
Colombia	Barranquilla	1943,781739	Ecuador	Santo Domingo	2550,215107
Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	1276,043587	Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	1520,774422
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	1230,582007	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	1382,599926
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	1090,808814	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	1208,268208

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.3
América Latina (13 países): lista completa de puntajes de productividad de ciudades seleccionadas, 2000 y 2010

Puntaje en 2000			Puntaje en 2010		
País	Ciudad	Producto por empleado (paridad del poder adquisitivo en dólares)	País	Ciudad	Producto por empleado (paridad del poder adquisitivo en dólares)
Argentina	Buenos Aires	26984,03336	Chile	Antofagasta	38739,52966
Argentina	Mendoza	24991,12449	Chile	Santiago	33938,11398
Argentina	Córdoba	24902,98192	Chile	La Serena-Coquimbo	31568,51419
Argentina	Rosario	24728,88052	Chile	Viña del Mar-Valparaíso	31366,1696
México	Ciudad de México	21782,22918	Chile	Concepción	30835,09771
México	Monterrey	21689,51674	Uruguay	Montevideo	30057,82265
México	Tijuana	21527,43689	Argentina	Buenos Aires	29850,45817
México	Ciudad Juárez	21133,04148	Argentina	Mendoza	29839,3664
México	San Luis de Potosí	21073,47577	México	Monterrey	29047,11407
México	Guadalajara	20950,07385	Argentina	Rosario	28833,168
México	Querétaro	20897,94485	Colombia	Bogotá	28765,77934
México	Laguna	20531,4597	Argentina	Córdoba	28765,43133
Uruguay	Montevideo	20323,46616	México	Ciudad Juárez	28296,54951
México	León	20211,1451	México	Laguna	28227,7936
México	Toluca	20205,75603	Colombia	Medellín	28025,86464
México	Puebla	19650,22279	México	Ciudad de México	27983,14667
Panamá	Panamá	18409,76543	México	San Luis de Potosí	27255,68628
Chile	Antofagasta	15456,67095	Panamá	Panamá	27103,3303
Chile	Santiago	15205,76368	México	Tijuana	26629,27383
Chile	Viña del Mar-Valparaíso	12931,73198	México	Querétaro	26214,77716
Chile	Concepción	12812,87431	México	Guadalajara	26017,26123
República Dominicana	Santo Domingo	12579,16009	México	Toluca	25911,68664
Chile	La Serena-Coquimbo	12009,3615	México	León	25252,61842
Costa Rica	San José	11593,66786	Brasil	Río de Janeiro	25161,64709
Colombia	Bogotá	11169,37486	Brasil	São Paulo	25062,52626

Cuadro A1.3 (conclusión)

Puntaje en 2000			Puntaje en 2010		
País	Ciudad	Producto por empleado (paridad del poder adquisitivo en dólares)	País	Ciudad	Producto por empleado (paridad del poder adquisitivo en dólares)
Brasil	Río de Janeiro	10822,25428	Brasil	Porto Alegre	24708,79715
Brasil	Curitiba	10673,14477	México	Puebla	24591,06459
Brasil	Porto Alegre	10507,17987	Brasil	Goiânia	23848,37755
Brasil	Belo Horizonte	10388,93174	Brasil	Salvador	23800,40308
Brasil	Recife	10298,8599	Brasil	Recife	23713,93715
Brasil	Goiânia	10089,9801	Brasil	Fortaleza	23361,72676
Brasil	Salvador	10070,72449	Brasil	Belém	23093,72157
Brasil	Fortaleza	9964,358542	Costa Rica	San José	20502,80763
Brasil	Belém	9750,37064	Perú	Arequipa	15978,69137
Ecuador	Guayaquil	9090,29749	Perú	Trujillo	14295,90772
Ecuador	Cuenca	8861,577217	Perú	Lima	12708,79006
Perú	Arequipa	8324,804135	Ecuador	Guayaquil	12672,96296
Ecuador	Quito	8054,580276	República Dominicana	Santo Domingo	12370,28622
Perú	Trujillo	7462,730208	Ecuador	Cuenca	12141,79094
Ecuador	Santo Domingo	6565,916924	Colombia	Barranquilla	11548,97938
Perú	Lima	6562,540479	Ecuador	Quito	11043,1691
Perú	Chiclayo	5464,905558	Perú	Chiclayo	10494,69605
Paraguay	Asunción	4745,841049	Paraguay	Asunción	10443,6151
Colombia	Barranquilla	4567,887087	Ecuador	Santo Domingo	8925,752875
Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	2883,858507	Bolivia (Estado Plurinacional de)	La Paz	5666,785691
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	2781,115335	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Santa Cruz	5151,912973
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	2465,227921	Bolivia (Estado Plurinacional de)	Cochabamba	4502,30941

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.4

América Latina (13 países)^a: diagnósticos de colinealidad en el estudio de la segregación en ciudades seleccionadas, 2000 y 2010

Variable	Factor de inflación de la varianza	Factor de inflación de la varianza	Tolerancia raíz cuadrada	R ²
Índice de segregación de Duncan	1,17	1,08	0,8582	0,1418
Proporción de trabajadores altamente calificados	1,3	1,14	0,7707	0,2293
Logaritmo del producto interno bruto	1,67	1,29	0,6005	0,3995
Logaritmo de la población	1,21	1,1	0,8248	0,1752
Año ficticio	1,48	1,21	0,6777	0,3223
Coefficiente de Gini	1,12	1,06	0,8914	0,1086
Proporción de trabajadores altamente calificados	1,28	1,13	0,779	0,221
Logaritmo del producto interno bruto	1,63	1,28	0,6141	0,3859
Logaritmo de la población	1,2	1,1	0,8316	0,1684
Año ficticio	1,46	1,21	0,6832	0,3168

Fuente: Elaboración propia.

^a Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay.