

Elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza en áreas urbanas y rurales de los estados brasileños: un enfoque espacial

Helson Gomes de Souza, Francisco José Silva Tabosa y Jair Andrade Araújo

Resumen

Esta investigación busca verificar el valor de las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza en las áreas urbanas y rurales de los estados brasileños. Una metodología con datos de panel capaz de abarcar los efectos espaciales mediante un modelo de rezago espacial permitiría verificar la existencia de desbordamientos espaciales de la pobreza en las situaciones censales estudiadas. Los cambios en el crecimiento y las desigualdades causan desbordamientos espaciales de la proporción de pobres en las áreas urbanas brasileñas, esto no existe en las áreas rurales. Al verificar la existencia de efectos indirectos espaciales en las áreas urbanas, se muestra que las medidas de lucha contra la pobreza en esas zonas deben aplicarse a nivel nacional. En las áreas rurales, la inexistencia de efectos indirectos espaciales de la proporción de pobres permite la aplicación de políticas públicas de lucha contra la pobreza rural tanto a nivel estatal como nacional.

Palabras clave

Ingresos, pobreza, distribución del ingreso, mitigación de la pobreza, zonas rurales, zonas urbanas, modelos econométricos, crecimiento económico, Brasil

Clasificación JEL

O15, I30, I32

Autores

Helson Gomes de Souza es candidato a Doctor en Economía y Magíster en Economía Rural de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. Correo electrónico: helson.g.souza@gmail.com.

Francisco José Silva Tabosa es profesor adjunto del Departamento de Economía Agrícola de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. Correo electrónico: franzetabosa@ufc.br.

Jair Andrade Araújo es profesor del Departamento de Economía Agrícola de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. Correo electrónico: jairandrade@ufc.br.

I. Introducción

La pobreza es un fenómeno persistente en prácticamente todos los países, que solo se diferencian en cuanto al grado de intensidad. Esta condición expone a la clase social que la sufre a una realidad de exclusión social extrema, que causa la privación de los derechos sociales básicos.

En el Brasil, como en la mayoría de los países latinoamericanos, el número de personas que viven en condiciones de pobreza ha sido históricamente alto. Sin embargo, la situación ha mejorado en forma constante, sobre todo en las décadas de 1990 y 2000. De acuerdo con Barros (2009), las personas extremadamente pobres constituían casi la cuarta parte de la población brasileña a mediados de la década de 1970 y la situación empeoró en los diez años siguientes. La estabilidad económica de la década de 1990 —sumada al crecimiento económico allí iniciado— condujo a una reducción sustancial del número de pobres, de manera que, en 2008, la extrema pobreza afectaba a cerca del 8,8% de la población.

Entre las causas de la reducción de la proporción de pobres en el Brasil, se destacan el ritmo del crecimiento económico y sus consecuencias en la dinámica socioeconómica nacional. Barros, Foguel y Ulyssea (2007) muestran que, a mediados de 2003, el crecimiento económico fue responsable de la reducción de la extrema pobreza en 0,7 puntos porcentuales anuales y que esta cifra aumentó hasta alcanzar 1,6 puntos porcentuales a mediados de 2006.

Según Hoffmann (2001), el crecimiento económico redujo considerablemente los niveles de pobreza en el Brasil. Sin embargo, el autor destaca que, en la mayor parte del país, la reducción de las desigualdades se expresa como una salida de emergencia de la situación de pobreza. Además, afirma que el crecimiento aplicado de manera insostenible, sumado a un panorama de inestabilidad, contribuye a empeorar la situación de desigualdad, que redundando en un incremento de los niveles de pobreza.

Es un hecho que la mejora de los indicadores socioeconómicos brasileños se debió en gran medida al crecimiento económico. A modo de comparación, se observa que, entre 1990 y 2000, la concentración del ingreso empeoró en muchos países desarrollados y en desarrollo. Sobre la base de datos del Banco Mundial y de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), Ramos (2015) constata esa afirmación y señala que, si bien algunos países como China y Suecia registraron elevadas tasas de crecimiento, esas tasas estuvieron acompañadas de un aumento de la desigualdad. No obstante, el porcentaje de pobres se redujo de modo mucho más significativo en esos países. En el caso del Brasil se observa que, con las tasas de crecimiento alcanzadas, se logró una reducción generalizada de la pobreza, sumada a una disminución también de los niveles de desigualdad (Ramos, 2015).

Sin embargo, la pobreza y la desigualdad muestran diferentes características cuando se observan desde la perspectiva de la situación censal de las personas. Para Ney y Hoffmann (2009), la pobreza en las áreas rurales brasileñas es más intensa que en las áreas urbanas. Los autores destacan que factores como la mala distribución de los medios de producción agrícola, el bajo nivel educativo, la baja remuneración del trabajo y la poca o nula incidencia de las políticas sociales pueden actuar como agravantes de las condiciones de pobreza en esas áreas.

Además, Ney y Hoffmann (2009) muestran que la alta concentración de la propiedad de la tierra dificulta la obtención de ingresos por medio de actividades agrícolas. En ese sentido, los ingresos no agrícolas pueden complementar los ingresos familiares de los agricultores que tienen pocas tierras o carecen de ellas y además proporcionar los insumos necesarios para mantener los cultivos y cubrir las pérdidas en esas actividades.

Así, la hipótesis formulada en este trabajo es que las áreas urbanas actúan en determinadas ocasiones como fuente de ingresos para las personas situadas en las áreas rurales con menores

ingresos. En este sentido, un posible choque económico en las áreas urbanas o rurales podría provocar un cambio en la dinámica socioeconómica de uno o ambos tipos de áreas, como resultado del cambio de área por parte de las personas pobres que buscan una fuente de ingresos.

En virtud de estas consideraciones, en la presente investigación se indaga si existe un desbordamiento espacial de la pobreza en las áreas urbanas y rurales de los estados brasileños y en qué medida el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos inciden en la condición de pobreza, teniendo en cuenta el factor de proximidad de los estados.

El objetivo de esta investigación es, por lo tanto, obtener los valores de las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza en las áreas urbanas y rurales de los estados brasileños y la existencia de desbordamientos espaciales de la pobreza en las áreas urbanas y rurales de las unidades de la federación brasileña. El aporte de este trabajo a la literatura económica sobre la pobreza radica en la obtención de las elasticidades mediante un procedimiento capaz de abarcar los efectos derivados de la proximidad espacial, que permite la cuantificación del desbordamiento espacial de la pobreza a raíz de cambios en el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos. Para ese procedimiento se utilizan datos de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), divulgados anualmente por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Se considera la información sobre las áreas urbanas y rurales de los 26 estados brasileños y del Distrito Federal correspondiente al período 2004-2014.

El trabajo se divide en cinco secciones, la primera de las cuales corresponde a la introducción. Mientras en la segunda se describe la base teórica aplicada en la investigación, en la tercera sección se presenta la base metodológica sobre la que se constituyó el trabajo. En la cuarta se muestran y discuten los resultados y en la quinta y última sección se presentan las conclusiones.

II. Revisión de la literatura

En esta sección se presentan los principales enfoques sobre la pobreza en los que se basa el presente trabajo y se busca difundir el marco teórico de la literatura económica sobre los desbordamientos espaciales.

1. Relación triangular: pobreza, crecimiento y desigualdad

En la literatura se explora la existencia de una relación entre los niveles de pobreza, el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos para explicar los cambios que se han producido en diversas áreas del ámbito socioeconómico. Este concepto se utiliza, por ejemplo, en los estudios de Ravallion (2001 y 2005), Dollar y Kraay (2001). Esos autores y Adams (2004) demuestran que la pobreza absoluta tiene una relación positiva con la desigualdad de ingresos y una relación negativa con el crecimiento económico, que constituyen la llamada relación triangular.

Sobre la base de un estudio de las interconexiones entre pobreza y desigualdad a nivel mundial, Ravallion y Chen (1997) concluyeron que, en los países con menor desigualdad de ingresos, los niveles de pobreza presentan un alto grado de sensibilidad al crecimiento. Sin embargo, en los países con mayores niveles de desigualdad, los efectos del crecimiento económico en la pobreza son escasos. Esto último se ha probado en algunos estudios sobre la pobreza en el Brasil, incluidos los análisis de Hoffmann (2005) y Tabosa, Irffi y Guimarães (2014).

Más recientemente, Fosu (2015) utilizó este concepto en un estudio sobre los avances en la reducción de la pobreza en África Subsahariana. Este autor también examinó la relación triangular entre pobreza, crecimiento y desigualdad en un estudio sobre reducción de la pobreza y desarrollo

económico a nivel global (Fosu, 2010). Esta relación también se abordó en el trabajo de Taques y Mazzutti (2010), en el que se encontró que la evolución de los niveles de crecimiento económico y la reducción de las desigualdades están directamente relacionadas con el desempeño socioeconómico de una sociedad determinada.

De acuerdo con Ravallion (2016), en la literatura económica existe un gran debate sobre los temas que vinculan el crecimiento económico con la desigualdad de ingresos y la pobreza, que está ligado al cuestionamiento de que el crecimiento económico globalizado pueda facilitar el progreso contra la pobreza y la desigualdad. Conforme el estudio de Ravallion (2016), ese cuestionamiento se debe a una visión clásica todavía sostenida de que el crecimiento económico en una economía capitalista es necesariamente desigual.

Bourguignon (2003) y Marinho y Araújo (2012) abordaron la relación triangular entre pobreza, crecimiento económico y desigualdad de ingresos como un factor de interacción, de manera que el crecimiento económico se midió en esos estudios mediante los niveles de ingresos per cápita de las personas. Así, además de otros factores, las variaciones en los niveles de pobreza se refieren tanto a los movimientos en los ingresos como a las variaciones en la distribución de los recursos. Estas interacciones son responsables de moldear la dinámica socioeconómica de una región determinada a lo largo del tiempo.

Si bien en la literatura es evidente que existe un comportamiento interactivo entre la pobreza, el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos, Datt, Ravallion y Murgai (2016) realizan un estudio sobre los efectos de las disparidades y el crecimiento económico en la pobreza en la India, teniendo en cuenta los efectos de la urbanización en ese país. En dicho estudio se destaca que las interacciones de esos fenómenos presentan causas similares cuando se analizan por separado en áreas urbanas y rurales. En este procedimiento, sin embargo, el grado de incidencia del crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en la pobreza es diferente en cada uno de los entornos descritos.

Las relaciones entre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos se insertan en la realidad brasileña de diversas maneras, según la región analizada. Si bien en la década de 2000 se observó un crecimiento económico basado en tasas crecientes, ese fenómeno no logró eliminar las disparidades y heterogeneidades entre los estados y las regiones del Brasil. En este sentido, se destacan las regiones Norte y Nordeste, donde en el período examinado se registran los mayores indicadores de desigualdad, combinados con altos niveles de pobreza y bajas tasas de crecimiento económico (Moreira, Braga y Toyoshima, 2010).

En la literatura económica, la desigualdad de ingresos se caracteriza como uno de los principales determinantes de la condición de pobreza, de manera que esos fenómenos denotan una relación directa entre sí, como se señala en los estudios de Coelho (2009), Hoffmann (2005) y Annegues y otros (2015). Cabe destacar que, en los países en desarrollo, la pobreza generalmente presenta una gran sensibilidad a los cambios en las disparidades. En otras palabras, en esos países se observa una gran influencia del efecto distributivo en la determinación de la pobreza y ese efecto, asociado con el efecto crecimiento, es responsable de gran parte de la dinámica de la insuficiencia de ingresos en esas áreas (Bourguignon, 2003).

Ravallion (2014) realizó un estudio sobre la desigualdad de ingresos en los países en desarrollo. Entre los resultados obtenidos, el autor demostró que en la mayoría de esos países es común que los aumentos en los niveles de crecimiento estén acompañados de incrementos en los niveles de desigualdad. En este sentido, la relación positiva entre desigualdad y crecimiento puede tener una influencia directa también en la pobreza.

Los estudios sobre la pobreza en el Brasil muestran que las políticas públicas para combatir ese fenómeno deben concentrarse más en la reducción de la desigualdad de ingresos. Sobre la base de la utilización de un modelo dinámico de datos de panel, Castelar, Tabosa e Irffi (2013) concluyeron

que las políticas públicas asociadas a la reducción de las desigualdades tienen más efectos en la reducción de la pobreza que las medidas que solo se refieren al crecimiento económico.

En la literatura económica, las relaciones entre pobreza y crecimiento económico se presentan como un tema complejo, que se aborda en diversos estudios formulados sobre una serie de enfoques que buscan explicar esas interacciones.

El enfoque del crecimiento a favor de los pobres, por ejemplo, busca verificar si el crecimiento económico se produce en beneficio de las clases sociales más pobres. Esta visión se abordó en los trabajos de Kakwani, Neri y Son (2010) y Netto Júnior y Figueiredo (2014). La fundamentación económica de este enfoque está estructurada en tres corrientes. Según la primera, el crecimiento es a favor de los pobres si el ingreso medio de la población considerada pobre crece a una tasa superior con respecto al ingreso medio de la población no pobre. De acuerdo con la segunda corriente, el crecimiento se considera a favor de los pobres si el aumento del ingreso medio de las personas consideradas pobres es proporcional al crecimiento de la población pobre. Conforme la tercera, se dice que el crecimiento es a favor de los pobres al formular una comparación entre las variaciones en el número de pobres manteniendo la desigualdad de ingresos constante (Netto Júnior y Figueiredo, 2014).

El enfoque de Ravallion (2004) utilizado por Silveira Neto (2014) considera la perspectiva de crecimiento a favor de los pobres formalizada tanto en la indicación de reducción de la pobreza por medio de un indicador absoluto, asociado a la dinámica de los ingresos, como en la exigencia de que las personas consideradas pobres presenten mayores variaciones en los niveles de ingreso con respecto a las personas consideradas no pobres.

La visión de crecimiento por medio del enfoque a favor de los pobres en el Brasil se verificó en el estudio de Pinto y Oliveira (2010). Los autores constataron que este tipo de crecimiento contribuyó en escasa medida a la reducción de la pobreza en los estados del país. Sin embargo, Silveira Neto (2014) sostiene que, vista la naturaleza del crecimiento a favor de los pobres por medio de la dinámica de los ingresos, en la década de 2000 se registraron resultados más favorables en materia de reducción de la pobreza, en comparación con los períodos anteriores.

En un enfoque teórico, Barreto (2005) afirma que el crecimiento es un factor clave para reducir la incidencia de la pobreza y que los efectos de ese proceso sobre los más pobres son mayores cuando están acompañados de políticas de carácter redistributivo. Esto materializa la desigualdad como determinante de la pobreza, que, a su vez, se relaciona con el crecimiento.

De acuerdo con Chu (2003), para que los países en desarrollo puedan alcanzar un estado de crecimiento en el que se pueda al mismo tiempo reducir la pobreza es necesario tomar medidas para reducir las ineficiencias relacionadas con los incentivos a la producción, sobre todo en lo que respecta a las personas con menores niveles de ingreso.

Araújo, Figueirêdo y Salvato (2009) analizaron la relación entre pobreza y crecimiento en el Brasil. En dicho estudio, los autores realizan una descomposición temporal de la pobreza para medir el impacto del crecimiento, que está dado por el ingreso, y de la concentración del ingreso en los niveles de pobreza. En este sentido, en el estudio se comprueba que la pobreza expresa variaciones derivadas de cambios en el ingreso medio y en la desigualdad de ingresos.

2. Efectos indirectos espaciales

Anselin, Varga y Acs (1997) describen el efecto indirecto como un instrumento que permite verificar los desbordamientos espaciales de una variable determinada a raíz de cambios en esa misma variable o en otros factores que tengan una interconexión explicativa con el fenómeno estudiado. Esta técnica

permite establecer los movimientos espaciales derivados de cambios en períodos fijos o a lo largo del tiempo y puede ser útil para determinar el espacio en el que se aplicará una determinada política o medida.

En general, las técnicas econométricas espaciales para la verificación de desbordamientos se utilizan para analizar el comportamiento de una determinada variable o medida en las localidades cercanas a aquella donde se implementó dicha medida u osciló dicha variable. Entre otros ejemplos, se destaca el estudio de Yu y otros (2013), que investigaron los efectos indirectos de la infraestructura del sistema de transporte en China, sobre la base de una matriz de proximidad de tipo contigüidad de primer orden, aplicada a las 29 provincias chinas.

El análisis de efectos indirectos también se realizó en el estudio de Anselin, Varga y Acs (2000), por medio de metodología espacial aplicada a una base de datos transversal sobre investigaciones universitarias. En dicho estudio se constató que los lugares dotados de una mayor cobertura científica atraen un mayor número de inversiones en los sectores ligados a las investigaciones realizadas. En este sentido, se concluyó que la atracción de inversiones no solo incide en las localidades donde se encuentran las universidades, sino que también se observan efectos en sus vecinos, constituyéndose así un desbordamiento espacial derivado de las investigaciones científicas.

En el estudio desarrollado por Álvarez, Arias y Orea (2006) se buscó verificar el desbordamiento espacial derivado de la productividad del capital público en España. En esta investigación se demostró que, considerando vecinos de primera proximidad, la productividad del capital público en ese país no presenta desbordamientos espaciales y tiene efectos solo en las localidades en las que se aplica la productividad.

A partir de una base de datos con información estructurada en datos de panel, Uchôa y Menezes (2014) utilizaron una estimación de máxima verosimilitud para verificar los efectos indirectos espaciales de la criminalidad en las unidades de la federación brasileña. Para ello se empleó un modelo de rezago espacial que, según Almeida (2012), puede informar de la existencia (o inexistencia) de desbordamientos espaciales mediante la inserción de la variable dependiente rezagada espacialmente en el conjunto explicativo del modelo.

Desde la perspectiva descrita por LeSage y Pace (2011), es de suma importancia saber que los efectos indirectos encontrados en un proceso econométrico espacial son de naturaleza local, en contraposición a la autocorrelación global. Asimismo, según los autores, la confirmación de los efectos indirectos espaciales relacionados con una determinada variable puede tener consecuencias en las condiciones migratorias de las personas residentes en situación de proximidad. No obstante, este fenómeno no está demostrado explícitamente. LeSage y Pace (2011) también señalan que una de las ventajas de utilizar un modelo de rezago espacial con datos de panel es que los efectos indirectos espaciales se determinan también por medio de los efectos directos e indirectos obtenidos con las estimaciones. De hecho, en caso de cambios en una variable explicativa en un área determinada es posible verificar si la variable dependiente cambia en una región determinada y en sus respectivos vecinos.

En la literatura econométrica espacial se desarrollaron modelos capaces de determinar tres tipos de efectos que tratan de las interacciones de las unidades de espacio. El primero se refiere a las relaciones endógenas relativas a la variable dependiente y se obtiene mediante la estimación de un modelo autorregresivo espacial (SARM). El segundo tipo de efecto se refiere a las relaciones exógenas entre las variables explicativas utilizadas y se obtiene mediante la estimación de modelos de autocorrelación espacial (SACM). El tercer efecto se refiere a las interacciones relativas al término de error y se obtiene mediante la estimación de modelos de error espacial (SEM) (Vega y Elhorst, 2013).

III. Metodología

En esta sección se presentan los medios e instrumentos utilizados para responder a la problemática abordada en este trabajo. Además, se muestran los datos utilizados, las fuentes y el tratamiento dado para proseguir con los procedimientos estadísticos utilizados.

1. Prueba de estacionariedad para datos de panel

El problema de no estacionariedad o raíz unitaria es una característica de los datos con distribuciones contenidas en períodos. De acuerdo con Bueno (2008), la estacionariedad se produce cuando una serie fluctúa alrededor de una media fija y la varianza de esa serie es constante en el tiempo. Además, Bueno (2008) señala que la verificación de la estacionariedad es fundamental para proceder a las inferencias estadísticas sobre los parámetros estimados sobre la base de la realización de un proceso estocástico. En este sentido, antes de efectuar cualquier procedimiento estadístico es necesario verificar la condición de estacionariedad de los datos. Este procedimiento puede realizarse mediante un procedimiento autorregresivo de tipo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Donde u_t es el término de error estocástico llamado ruido blanco cuando tiene una media de cero, varianza constante y no está autocorrelacionado. Así, en una situación en que $\rho=1$ habrá un problema de raíz unitaria. Para detectar esta característica, en el presente trabajo se utiliza la prueba de estacionariedad de Levin-Lin-Chu de manera que, si se rechaza la hipótesis nula de la prueba, los datos utilizados son estacionarios.

2. Matriz de proximidad

La matriz de proximidad es una herramienta de agrupación de datos espaciales que permite delimitar los vecinos de un área por proximidad, número o contigüidad. Sobre la base de ese concepto, Almeida (2012) indica que una matriz de pesos espaciales W presenta la siguiente estructura:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \text{ y } j \text{ son vecinos} \\ 0 & \text{si } i \text{ y } j \text{ no son vecinos} \end{cases} \quad (2)$$

La matriz se constituye como soporte en el conjunto de n áreas $\{A_1, \dots, A_n\}$, resultando en una matriz $W^{(1)}$ ($n \times n$), en la que cada uno de los elementos W_{ij} representa la medida de proximidad entre A_i y A_j .

En este experimento se utiliza la matriz de proximidad espacial de tipo reina (*queen*) normalizada¹. La matriz se destaca porque su estructura es similar al movimiento de la reina en un tablero de ajedrez. La matriz normalizada se establece como soporte en la matriz original (no normalizada), dividiendo todos los elementos de cada línea por la suma de la línea. Por lo tanto, todas las líneas de la matriz tienen una suma igual a 1.

¹ Además de la matriz reina contigua se probaron las matrices de tipo K vecinos con $k=3$; $k=4$; $k=5$; $k=8$ y $k=10$. La matriz utilizada fue la que presentó la mayor autocorrelación espacial de los residuos del modelo, sin efectos espaciales.

3. Modelo econométrico

Para responder a la problemática descrita en la primera sección, en este trabajo se utiliza una metodología que abarca los datos dispuestos en unidades de espacio y tiempo, considerando los efectos espaciales insertados en las variables. Para ello se utiliza el método propuesto por Elhorst (2014), en el que un modelo general con datos de panel que contiene N observaciones de espacio dispuestas en t observaciones de tiempo que abarcan los efectos espaciales se describe de la siguiente manera:

$$Y_t = \delta WT_t + \alpha i_N + X_t \beta + WX_t \theta + u_t$$

con

$$u_t = \lambda Wu_t + u_t \quad (3)$$

Donde Y representa el valor de la proporción de pobres, t se refiere al tiempo, N es la cantidad de observaciones, WY_t son las interacciones endógenas sobre la variable dependiente, X_t corresponde a la matriz de variables dependientes, con el logaritmo natural del coeficiente de Gini y el logaritmo natural del ingreso per cápita, W representa la matriz de pesos espaciales, δ y λ son parámetros de correlación espacial y u_t se refiere al efecto específico de las variables omitidas peculiares de cada unidad de espacio a lo largo del tiempo.

En este sentido, Elhorst (2014) indicó el uso del término ξ_t , que corresponde a un factor de control de las variables referente a todas las unidades de espacio cuya omisión podría generar estimaciones sesgadas.

$$Y_t = \rho WT_t + \alpha_{iN} + X_t \beta + WX_t \theta + u + \xi_t i_N + u_t$$

con

$$u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

y

$$u = (\mu_t, \dots, \mu_N)$$

Así, el modelo utilizado para captar la existencia de efectos indirectos espaciales referentes a la pobreza en las unidades de la federación brasileña es el modelo de rezago espacial, que se formula sobre la hipótesis de que la variable dependiente utilizada (proporción de pobres) relativa una determinada región depende, a lo largo del tiempo, de las características de la variable dependiente relativa a sus vecinos. Según Elhorst (2014), esta dependencia está dada por la inclusión de la variable dependiente rezagada espacialmente ($W_{ij}y_{it}$) en el conjunto de variables explicativas del modelo, como sigue:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{it} + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

En que δ es el término autorregresivo espacial y W_{ij} es un componente de la matriz de pesos espaciales W .

4. Modelo espacial con efectos fijos

Partiendo de un modelo general de datos de panel con efectos espaciales, si los efectos determinados son fijos, Elhorst (2014) y Lee y Yu (2010) mostraron que los parámetros del modelo se estiman en tres etapas. En primer lugar, los efectos μ_i se eliminan de la ecuación de regresión para dar espacio a las variables y y x . Esta transformación está dada por:

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{y} \quad x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \tag{6}$$

Donde T corresponde a la cantidad de información para cada unidad transversal utilizada. En el segundo paso, la ecuación de regresión transformada $y_{it}^* = x_{it}^* + \varepsilon_{it}^*$, se estima mediante el proceso de mínimos cuadrados ordinarios, donde $\beta = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} Y^*$ y $\sigma^2 = (Y^* - X^* \beta)^T (Y^* - X^* \beta) / (NT - N - K)$, donde K se refiere al número de variables explicativas. La ventaja de este proceso es que permite que el cálculo de β incluya la inversión de una matriz $K \times K$ por una matriz $(K + N) \times (K + N)$. En este caso, la estimación tiene lugar mediante mínimos cuadrados ordinarios con variables ficticias (Elhorst, 2014).

En este sentido, la estimación se realiza por medio del proceso de máxima verosimilitud y la función de log-verosimilitud está dada por:

$$\log L = -\frac{nT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - x_{it}^* \beta)^2 \tag{7}$$

Los estimadores de máxima verosimilitud β y σ^2 son $\beta = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} Y^*$ y $\sigma^2 = (Y^* - X^* \beta)^T (Y^* - X^* \beta) / NT$, respectivamente. La matriz de varianza asintótica de los parámetros está dada por Greene (2008) de la siguiente manera:

$$ASY.VAR(\beta, \sigma^2) = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} X^{*T} X^* & 0 \\ 0 & \frac{NT}{2\sigma^2} \end{bmatrix}^{-1} \tag{8}$$

Así, los efectos fijos pueden describirse, en general, como:

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - x_{it} \beta), \quad i = 1, \dots, N \tag{9}$$

5. Estimación del modelo de rezago espacial con efectos fijos

La formulación de un modelo de rezago espacial de efectos fijos presenta dos complicaciones: en primer lugar, la endogeneidad de $\sum_j W_{ij} Y_{jt}$ viola la suposición del modelo de regresión estándar que indica que $\left[\left(\sum_j W_{ij} Y_{jt} \right) \varepsilon_{it} \right] = 0$. En segundo lugar, la dependencia espacial de las variables en cada período puede afectar la estimación de los efectos fijos. En este sentido, la estimación de máxima verosimilitud indicada por Elhorst (2014) se realiza para incluir la endogeneidad de $\sum_j W_{ij} Y_{jt}$. La función de log-verosimilitud de este proceso es:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \delta W| - \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(Y_{it}^* - \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} - x_{it} \beta - \mu_i \right)^2 \tag{10}$$

Donde $T \log |I_N - \delta W|$ representa el término jacobiano de la transformación de ε en y teniendo en cuenta la endogeneidad de $W_{ij} Y_{jt}$. Según Elhorst (2014), el valor de μ_i se obtiene a partir del cálculo de la derivada parcial de $\log L$ en relación con μ_i de manera que:

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(Y_{it}^* - \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} - x_{it} \beta \right), \quad i = 1, \dots, N \quad (11)$$

Esta ecuación denota la formulación de los efectos fijos espaciales de un modelo de rezago espacial. Al sustituir el valor de μ_i en la función de log-verosimilitud y reorganizar los términos, la función de log-verosimilitud concentrada en relación con β , δ y σ^2 , se obtiene:

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \delta W| \\ & - \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(Y_{it}^* - \delta \left[\sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} \right] - x_{it}^* \beta \right)^2 \end{aligned} \quad (12)$$

Según Elhorst (2014) y Lee y Yu (2010), al tener las variables distribuidas en $t = 1, \dots, T$ observaciones de tiempo, se obtiene un vector $NT \times 1$ para Y^* y $(IT \otimes W)Y^*$ y una matriz $NT \times K$ para X^* . Así, el estimador δ del procedimiento de máxima verosimilitud se obtiene mediante un proceso de maximización de la función concentrada de log-verosimilitud. Así, la estimación de β y σ^2 se obtiene teniendo en consideración el valor de δ , de manera que:

$$\begin{aligned} \beta = & b_0 + \delta b_1 = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} \left[Y^* - \delta (I_T \otimes W) Y^* \right] \\ & \text{y} \\ \sigma^2 = & \frac{1}{NT} (e_0^* \delta e_1^*)^T (e_0^* \delta e_1^*) \end{aligned} \quad (13)$$

Con esto, Elhorst y Fréret (2009) calculan la matriz asintótica de los parámetros, que tiene una forma simétrica, como sigue:

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} x^{*'} x^* & & & & \\ \frac{2}{\sigma^2} x^{*'} (I_T \otimes \tilde{W}) x^* \beta & T^* \text{tr}(\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}'\tilde{W}) + \frac{1}{\sigma^2} \beta' x^{*'} (I_T \otimes \tilde{W}'\tilde{W}) x^* \beta & & & \\ 0 & & \frac{T}{\sigma^2} \text{tr}(\tilde{W}) & & \\ & & & & \frac{NT}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1} \quad (14)$$

Donde $\tilde{W} = W(I_N - \delta W)^{-1}$ y tr representa el trazo de la matriz. Una característica importante del modelo de rezago espacial es que la inclusión de la variable dependiente espacialmente rezagada en el conjunto de variables explicativas permite el cálculo de los efectos directos e indirectos de cada variable explicativa utilizada. De acuerdo con Uchôa y Menezes (2014), los efectos directos informan cuánto cambia la variable independiente teniendo en consideración las repercusiones conocidas como efecto de retroalimentación, que representan las repercusiones que pasan a las unidades de espacio cercanas a lo largo del tiempo y vuelven a la unidad que promovió el cambio. Los efectos indirectos informan el cambio en la variable dependiente a raíz de modificaciones en las variables en relación con todas las unidades de espacio utilizadas.

6. Modelo espacial con efectos aleatorios

Según Elhorst (2014), para obtener los parámetros de máxima verosimilitud, la estimación mediante efectos aleatorios se efectúa en dos etapas. La función de log-verosimilitud de los efectos aleatorios estará dada por:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + \frac{N}{2} \log\phi^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - x_{it}^*)^2 \quad (15)$$

Donde ϕ representa los pesos espaciales para cada unidad de espacio de manera que, $0 \leq \phi^2 = \sigma^2 / (T\sigma_\mu^2 + \sigma^2) \leq 1$ y el símbolo (\bullet) representa la transformación de las variables dependientes en ϕ . Así, se obtiene:

$$y_{it}^* = y_{it} - (1-\phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{y} \quad x_{it}^* = x_{it} - (1-\phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (16)$$

En este sentido, si el valor de ϕ es igual a cero, la estimación pasa a denotarse como efecto fijo. Así, Lee y Yu (2010) y Parent y LeSage (2012) determinan que los valores de ϕ , β y σ^2 pueden encontrarse sobre la base de condiciones de segundo orden del problema de maximización utilizado, siendo $\beta = (X^* X)^{-1}$ y $\sigma^2 = (Y^* - X^* \beta)^T (Y^* - X^* \beta) / NT$. En consecuencia, ϕ se estimará mediante el proceso de maximización de la función concentrada de log-verosimilitud con respecto a ϕ dada β y σ^2 .

7. Estimación del modelo de rezago espacial con efectos aleatorios

De acuerdo con Elhorst (2014), si los efectos espaciales asumidos son aleatorios, la función de log-verosimilitud del modelo está dada por:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \delta W| + \frac{N}{2} \log\phi^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(y_{it}^* - \delta \left[\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} \right]^* \right)^2 \quad (17)$$

Así, β , δ y σ^2 pueden encontrarse mediante el proceso de maximización de la función de log-verosimilitud con respecto a ϕ de manera que:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log \left[e(\phi)^T e(\phi) \right] + \frac{N}{2} \log\sigma^2 \quad (18)$$

En que el elemento típico especificado por $e(\phi)$ es:

$$e(\phi)_{it} = y_{it} - (1-\phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \delta \left[\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} - (1-\phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} \right] - \left[x_{it} - (1-\phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right] \beta \quad (19)$$

La ecuación representa interacciones utilizadas cuando el conjunto de parámetros se estima alternativamente hasta llegar a una situación de convergencia. Este procedimiento incluye métodos de estimación utilizados para encontrar los parámetros del modelo de rezago espacial de efectos fijos y del modelo de efectos aleatorios no espacial. Así, la matriz de varianza asintótica de los parámetros está dada por:

$$\begin{aligned}
 &Asy.Var(\beta, \delta, \theta, \sigma^2) = \\
 &\left[\begin{array}{ccc}
 \frac{1}{\sigma^2} X^T X & & \\
 \frac{1}{\sigma^2} X^T (I_T \otimes \tilde{W}) X \beta & T * tr(\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}^T \tilde{W}) + \frac{1}{\sigma^2} \beta^T X^T (I_T \otimes \tilde{W}^T \tilde{W}) X \beta & \\
 0 & \frac{1}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) & N \left(T + \frac{1}{\sigma^2} \right) \\
 0 & \frac{T}{\sigma^2} tr(\tilde{W}) & -\frac{N}{\sigma^2} \quad \frac{NT}{2\sigma^4}
 \end{array} \right] \quad (20)
 \end{aligned}$$

8. Base de datos

Los datos utilizados en este trabajo se obtuvieron por medio de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), divulgada anualmente por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). En este sentido, se utiliza el índice de Foster, Greer y Thorbecke (1984) para obtener la proporción de personas consideradas pobres ($P0$):

$$P0 = \frac{q}{n} \quad (21)$$

Donde $P0$ informa la proporción de pobres, q representa el número de pobres y n el número de personas. Para elaborar este índice, se considera pobres a las personas que tienen un nivel de ingresos inferior a la línea de pobreza. Para ello, la línea de pobreza utilizada corresponde al Instituto de Estudios de Trabajo y Sociedad (IETS), que define un valor de referencia para cada unidad de la federación, considerando el año y la situación censal. El ingreso utilizado se obtuvo mediante la división del ingreso mensual del hogar por la cantidad de residentes por hogar y todos los valores se actualizaron a 2015 mediante el índice nacional de precios al consumidor (INPC).

La desigualdad de ingresos utilizada se obtuvo mediante el cálculo del índice de concentración de Gini, descrito en Hoffmann (1998) como $G = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$ donde β representa el área entre la curva de Lorenz y el eje de abscisas y α representa el área entre la perfecta igualdad de ingresos y la curva de Lorenz. Se destaca que las variables utilizadas están dispuestas en forma logarítmica, a fin de encontrar el valor de las elasticidades, teniendo en cuenta los efectos espaciales incluidos.

Los datos empleados abarcan un período de 11 años, de 2004 a 2014². La elección de este período se basa en la disponibilidad de datos referentes a las áreas rurales para todas las unidades de la federación estudiadas. Los análisis se realizan para las áreas rurales y las áreas urbanas delimitadas por la PNAD en cada una de las 26 unidades de la federación y el Distrito Federal.

IV. Resultados y discusión

Inicialmente, se busca determinar si los datos utilizados tienen un comportamiento estacionario. Para Bueno (2008) y Baltagi (2005), cuando los datos se expresan en series temporales, la no estacionariedad de la información puede llevar a conclusiones erróneas y resultados sesgados. En el cuadro 1 se muestran los resultados de la prueba de estacionariedad de Levin-Lin-Chu en relación con los datos de las áreas urbanas y rurales.

² Debido a que el IBGE no divulgó la PNAD correspondiente a 2010, los valores de las variables utilizadas en relación con ese año se calcularon utilizando la media de los valores de 2009 y 2011.

Utilizando un nivel de confiabilidad del 95%, se verifica que el rechazo de la hipótesis nula en ambos casos indica que los datos utilizados tienen un comportamiento estacionario.

Cuadro 1
Prueba de estacionariedad de los datos utilizados

Áreas urbanas		Áreas rurales	
Prueba	Valor p	Prueba	Valor p
-15,0293	0,0000	-17,3862	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Para verificar las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza durante el período estudiado en las áreas urbanas y rurales y la necesidad de incorporar los efectos espaciales, se estimó un modelo de datos de panel sin efectos espaciales. Los resultados de esta estimación se presentan en el cuadro 2.

Cuadro 2
Resultados de las estimaciones para las áreas urbanas y rurales sin efectos espaciales

Áreas urbanas					
	Efecto fijo			Efecto aleatorio	
	Coefficiente	Estadística t		Coefficiente	Estadística t
Intercepto	10,2184***	41,06	Intercepto	10,1042***	40,95
Lnrenta	-1,4848***	-35,22	Lnrenta	-1,4605***	-35,59
Lngini	2,7264***	19,25	Lngini	2,8055***	20,06
Áreas rurales					
	Efecto fijo			Efecto aleatorio	
	Coefficiente	Estadística t		Coefficiente	Estadística t
Intercepto	9,4247***	28,91	Intercepto	9,21***	30,68
Lnrenta	-1,5349***	-29,23	Lnrenta	-1,5003***	-31,58
Lngini	2,2829***	13,92	Lngini	2,2785***	14,25

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los símbolos (***) y (**) indican significación al 1% y al 5% de confiabilidad, respectivamente.
Áreas urbanas: (Breusch Pagan = 913,78***; Hausman = 7,24**).
Áreas rurales: (Breusch Pagan = 357,64***; Hausman = 2,61).

Para estas estimaciones, el rechazo de la hipótesis nula de la prueba de Breusch Pagan indica que un modelo con datos de panel es preferible con respecto a un modelo agrupado (*pooled*) por mínimos cuadrados ordinarios. Por otra parte, la prueba de Hausman indica que la estimación por medio de efectos fijos es más adecuada para las áreas urbanas, mientras la mejor estimación para las áreas rurales se obtiene mediante el uso de efectos aleatorios.

En el cuadro 2 se observa que, con respecto a las áreas urbanas, todas las variables fueron estadísticamente significativas y presentaron el signo esperado. Se verifica que, por cada aumento porcentual de una unidad en el ingreso per cápita, la proporción de pobres se reducirá un 1,48%. Con respecto a la desigualdad de ingresos, el aumento de una unidad porcentual en el coeficiente de Gini conllevará un incremento del 2,72% en la proporción de pobres.

En relación con las áreas rurales, la elasticidad ingreso estimada (-1,5003) indica que el aumento de una unidad porcentual del ingreso per cápita reduce la proporción de pobres un 1,5%. Sobre la base de la elasticidad desigualdad (2,2785), se puede afirmar que el aumento porcentual de una unidad en el coeficiente de Gini incrementa un 2,28% la proporción de pobres.

Estos resultados se expresan de acuerdo con los estudios de França (2010), Pinto y Oliveira (2010), Coelho (2009) y Hoffmann (2005), en los que se demostró que las políticas orientadas a la reducción de las desigualdades reducen la pobreza de manera más eficaz que el aumento de los niveles de crecimiento.

Sin embargo, en la literatura se cuestiona la medición de la existencia de la dependencia espacial de los modelos estimados en el cuadro 2. Para verificar este fenómeno, en esta investigación se aplica el criterio indicado por Almeida (2012), que establece la necesidad de verificar la existencia de autocorrelación espacial en los residuos de la estimación elegida en el modelo sin efectos espaciales. Este procedimiento se realiza mediante la aplicación del índice de Moran global a los residuos de los modelos indicados por la prueba de Hausman para cada unidad de tiempo. Los resultados se muestran en el anexo A1. El rechazo de la hipótesis nula referente al índice de Moran global indica la existencia de autocorrelación espacial en los residuos del modelo elegido, mientras la aceptación de la hipótesis nula indica la ausencia de autocorrelación espacial.

El procedimiento indicado por Almeida (2012) establece que, en presencia de autocorrelación espacial en los residuos del modelo estimado, se debe considerar una estimación que incluya los efectos espaciales. Si la autocorrelación espacial no se verifica en los residuos, será más adecuado un modelo sin efectos espaciales. Visto que los resultados presentados en el anexo A1 indican autocorrelación espacial en los residuos de los modelos informados por la prueba de Hausman en el cuadro 2, puede afirmarse que un modelo espacial con datos de panel es preferible a las estimaciones realizadas anteriormente.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de las estimaciones del modelo de rezago espacial para efectos fijos y aleatorios, considerando también la variable dependiente espacialmente rezagada como parte explicativa. Los resultados obtenidos con la prueba de Hausman revelaron que, en las dos situaciones censales estudiadas, los efectos fijos no pueden considerarse válidos. Además, el no rechazo de la hipótesis nula referente a la prueba de Breusch Pagan indica que, en este caso, un modelo agrupado (*pooled*) espacial sería incoherente.

Cuadro 3

Resultados de las estimaciones para las áreas urbanas y rurales con efectos espaciales

Áreas urbanas					
	Efecto fijo			Efecto aleatorio	
	Coefficiente	Estadística t		Coefficiente	Estadística t
Intercepto	-	-	Intercepto	8,6257***	36,094
ρ	0,0147***	4,2538	ρ	0,0118***	3,7917
\ln renta	-1,1918***	-14,789	\ln renta	-1,2422***	-31,382
\ln gini	2,2816***	14,436	\ln gini	2,4168***	18,067
Áreas rurales					
	Efecto fijo			Efecto aleatorio	
	Coefficiente	Estadística t		Coefficiente	Estadística t
Intercepto	-	-	Intercepto	9,4062***	31,48
ρ	-0,0103**	-2,0763	ρ	-0,0022	-0,599
\ln renta	-1,7251***	-16,571	\ln renta	-1,5358***	-32,484
\ln gini	2,4789***	13,732	\ln gini	2,3176***	14,613

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los símbolos (***) y (**) indican significación al 1% y al 5% de confiabilidad, respectivamente.

Áreas urbanas: (Breusch Pagan = 18,445***; Hausman = 2,3906).

Áreas rurales: (Breusch Pagan = 8,3803***; Hausman = 3,4637).

De acuerdo con los resultados presentados en el cuadro 3, los valores relativos a la variable dependiente espacialmente rezagada (ρ) indican la existencia de una autocorrelación espacial positiva con respecto a la proporción de pobres en las áreas urbanas de los estados brasileños. En cuanto a las áreas rurales, el parámetro de autocorrelación espacial no tuvo significación estadística. Esta relación directa entre la variable dependiente y la dependiente espacialmente rezagada indica la existencia de agrupaciones (*clusters*) regionales de altos o bajos valores relacionados con las áreas urbanas de los estados analizados.

La existencia de agrupaciones espaciales denotada por (ρ) incide en la dinámica de la pobreza urbana de los estados brasileños, de modo que el valor positivo de la autocorrelación espacial encontrada indica que los niveles de pobreza de las áreas urbanas de un determinado estado son similares a los valores encontrados en sus vecinos. Se debe considerar que una fluctuación de la pobreza en las áreas urbanas de un determinado estado podrá presentar efectos similares en los estados próximos.

Al igual que en el modelo sin efectos espaciales, el valor de la elasticidad ingreso de la pobreza en las áreas urbanas y rurales resultó inferior en términos absolutos con respecto a la elasticidad desigualdad. A la luz de estas consideraciones, se refuerza la afirmación de que la reducción de la pobreza en las áreas estudiadas es más eficaz cuando se asocia a medidas distributivas.

Al analizar el valor de la elasticidad ingreso referente a las áreas urbanas (-1,2422) se verifica que, si se mantienen constantes las demás variables, el incremento de una unidad porcentual en los niveles de ingreso reduciría la proporción de pobres un 1,2422%. Con respecto a la elasticidad desigualdad, se observa que un aumento del 1% en la desigualdad de ingresos aumentaría la proporción urbana de pobres un 2,4168%, manteniendo constantes las demás variables.

En relación con las áreas rurales, las elasticidades revelan que el aumento de una unidad porcentual en el ingreso per cápita llevaría a una reducción del 1,5358% en la proporción de pobres. Por otra parte, el incremento de una unidad porcentual en la desigualdad de ingresos redundaría en un incremento del 2,3176% en la proporción de personas consideradas pobres.

Al comparar las elasticidades encontradas en el modelo de rezago espacial es posible afirmar que los niveles de pobreza de las áreas rurales brasileñas son más sensibles a las variaciones en el crecimiento que las áreas urbanas. Por otra parte, las áreas urbanas de los estados brasileños presentan mayor sensibilidad a las variaciones en los niveles de desigualdad que las áreas rurales. En este sentido, una política de lucha contra la pobreza mediante el aumento del crecimiento económico tendría mayores efectos en las áreas rurales. En contrapartida, las medidas de lucha contra la pobreza basadas en la reducción de las desigualdades tendrían más resultado si se aplicaran en las áreas urbanas.

Estos resultados también se observaron para las áreas urbanas y rurales de la Región Nordeste del Brasil en el estudio desarrollado por Araújo, Tabosa y Khan (2012), que estimaron los valores de las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza en dicha región en el período de 1995 a 2009.

A partir de los resultados obtenidos con las estimaciones anteriores se busca verificar los efectos directos e indirectos de las variables utilizadas. De acuerdo con Elhorst (2012) y LeSage y Pace (2009), los efectos directos e indirectos pueden informar las modificaciones registradas en la variable dependiente en distintos espacios, dada una variación en una variable explicativa determinada.

De acuerdo con los resultados presentados en el cuadro 4, relativos a las áreas urbanas, se observa que los efectos directos, indirectos y totales tuvieron significación estadística. Si bien los coeficientes de los efectos directos son muy similares a los obtenidos en el cuadro 3, expresan una pequeña variación. Esta variación se obtiene por la existencia del efecto de retroalimentación, que denota variaciones en la pobreza de un estado que pasan a sus vecinos y, con el correr del tiempo, vuelven a la unidad de la federación que promovió el cambio.

Los efectos directos obtenidos para las áreas urbanas indican que, si el ingreso per cápita urbano de un determinado estado aumenta un 1%, la proporción urbana de pobres en ese mismo estado se reducirá un 1,2427%. Además, el incremento de una unidad porcentual en la desigualdad de ingresos en áreas urbanas de un estado redundaría en un aumento del 2,4178% en la proporción urbana de pobres en esas mismas áreas. En el caso de las áreas rurales, los efectos directos difieren poco de las estimaciones presentadas en el cuadro 3 y llegan a mostrar coeficientes prácticamente iguales. Esto se debe a la no significación del término de autocorrelación espacial (ρ) que indica la inexistencia de efectos indirectos espaciales para esas áreas.

Cuadro 4
Efectos directos, indirectos y totales referentes a los modelos elegidos

Áreas urbanas			
	Efectos directos	Efectos indirectos	Efectos totales
<i>Lnrenta</i>	-1,2427***	-0,0144***	-1,2571***
<i>Lngini</i>	2,4178***	0,028***	2,4458***
Áreas rurales			
<i>Lnrenta</i>	-1,5357***	0,0032	-1,5325***
<i>Lngini</i>	2,3174***	-0,0048	2,3125***

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los símbolos (***) y (**) indican significación al 1% y al 5% de confiabilidad, respectivamente.

Considerando que los efectos indirectos denotan el cambio en la variable dependiente en los estados vecinos, como consecuencia de un cambio en una variable independiente en una determinada área (LeSage y Pace, 2011), la no significación estadística del parámetro de autocorrelación espacial (ρ) hace que los efectos indirectos para las áreas rurales brasileñas sean insignificantes. Este resultado indica que una medida de lucha contra la pobreza orientada a las áreas rurales de un determinado estado, ya sea mediante variaciones en el crecimiento o en la desigualdad de ingresos, no provocará cambios en los niveles de pobreza de las áreas rurales de los estados vecinos.

Los resultados obtenidos con los efectos indirectos también indican que, si se mantiene constante la desigualdad de ingresos, un incremento del 1% en el crecimiento económico urbano de un determinado estado reduciría un 0,0144% la pobreza urbana de los estados vecinos. Asimismo, si se mantiene constante el crecimiento, por cada incremento de una unidad porcentual en la desigualdad de ingresos urbana de una determinada unidad de la federación habría un aumento del 0,028% en la desigualdad de ingresos de las áreas urbanas de los estados vecinos. Estos resultados demuestran el impacto de los efectos indirectos espaciales en la pobreza urbana en los estados brasileños. Así, se puede afirmar que una política de lucha contra la pobreza —ya sea mediante cambios en el ingreso o en las desigualdades— dirigida a las áreas urbanas tendría mayor eficacia si se aplicara a nivel nacional, pues la aplicación local de este tipo de medidas se traduciría en un desbordamiento espacial de la proporción de pobres.

LeSage y Pace (2011) definen los efectos totales como el impacto total en la variable dependiente derivado de un cambio en una variable explicativa en toda el área estudiada. En este sentido se verifica que, para las áreas urbanas, un incremento del 1% en el crecimiento económico, si la desigualdad de ingresos se mantiene constante, causaría una reducción del 1,2571% de la pobreza urbana en los estados brasileños. El 1,2427% de ese total corresponde a efectos locales y el 0,0144% restante se refiere al desbordamiento espacial de la proporción de pobres.

Vista la inexistencia de efectos indirectos espaciales de la proporción de pobres en las áreas rurales, los efectos indirectos encontrados para esas áreas derivan de cambios a nivel estatal. Se verifica que un incremento del 1% en el crecimiento económico rural de los estados brasileños, si la desigualdad de ingresos se mantiene constante, causaría una reducción del 1,5325% en la proporción rural de pobres. Ese impacto deriva de los efectos directos. Además, un incremento del 1% en la desigualdad de ingresos en las áreas rurales, si el crecimiento se mantiene constante, generaría un aumento del 2,3125% en la proporción rural de pobres, un impacto determinado por los efectos directos.

Al analizar el valor de los coeficientes encontrados con apoyo en los efectos indirectos, se observa que los efectos obtenidos con la desigualdad de ingresos en los dos tipos de área estudiados superan en términos absolutos los valores relativos al crecimiento económico. Con ello se refuerza la conclusión alcanzada en los estudios de França (2010), Pinto y Oliveira (2010), Coelho (2009) y Hoffmann (2005), en los que se demostró que las medidas dirigidas a reducir la pobreza en el Brasil tienen un impacto mayor cuando se asocian con la reducción de las disparidades.

V. Consideraciones finales

Con el presente trabajo se buscó verificar la existencia de efectos indirectos espaciales de la pobreza en las áreas urbanas y rurales de las unidades de la federación brasileña. Además, se procuró determinar el grado de sensibilidad de la pobreza a los cambios en los niveles de crecimiento económico y desigualdad de ingresos en las áreas urbanas y rurales, considerando los efectos espaciales. Para ello se utilizó una metodología con datos de panel, capaz de abarcar las características de proximidad de las áreas estudiadas.

A partir del análisis de las interacciones espaciales endógenas de la proporción de pobres, se verificó la existencia de efectos indirectos espaciales de la pobreza para las áreas urbanas y la inexistencia de ese fenómeno para las áreas rurales. Este resultado indica que la aplicación de una medida de lucha contra la pobreza dirigida a las áreas urbanas debe realizarse a nivel nacional, pues si dicha medida se aplica a nivel local puede provocar un efecto de desbordamiento y atraer a los pobres de las áreas cercanas al zona de origen de la medida implementada.

Mediante la comparación de las interacciones espaciales endógenas de la proporción de pobres de las áreas urbanas y los efectos directos e indirectos encontrados, se constató la existencia del llamado efecto de retroalimentación para esas áreas. Este resultado muestra que los cambios en el crecimiento y la desigualdad de ingresos en las áreas urbanas de los estados brasileños provocan cambios en la proporción de pobres en áreas cercanas que, con el tiempo, determinan cambios en la proporción de pobres en la región de origen de la modificación.

Por medio del análisis de las elasticidades encontradas y los efectos totales estimados, se verificó que los niveles de pobreza de las áreas rurales brasileñas son más sensibles a las variaciones en el crecimiento que los de las áreas urbanas. Asimismo, se concluyó que las áreas urbanas de los estados brasileños presentan mayor sensibilidad a las variaciones en los niveles de desigualdad que las áreas rurales.

Se concluye que, tanto en las áreas urbanas como en las áreas rurales de los estados brasileños, la implementación de medidas para reducir la pobreza tendrá mayores efectos si está asociada a la reducción de las disparidades.

Bibliografía

- Adams, R. (2004), "Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty", *World Development*, vol. 32, N° 12, Amsterdam, Elsevier.
- Almeida, E. (2012), *Econometria espacial aplicada*, Campinas, São Paulo, Alínea.
- Álvarez, A., C. Arias y L. Orea (2006), "Econometric testing of spatial productivity spillovers from public capital", *Hacienda Pública Española*, N° 178, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales.
- Annegues, A. y otros (2015), "Elasticidade da pobreza: aplicação de uma nova abordagem empírica para o Brasil", *Planejamento e Políticas Públicas (PPP)*, N° 44, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Anselin, L., A. Varga y Z. Acs (2000), "Geographical spillovers and university research: a spatial econometric perspective", *Growth and Change*, vol. 31, N° 4, Hoboken, Wiley.
- _____(1997), "Local geographic spillovers between university research and high technology innovations", *Journal of Urban Economics*, vol. 42, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Araújo, J., F. Tabosa y A. Khan (2012), "Elasticidade-renda e elasticidade: desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro", *Revista de Política Agrícola*, N° 1, Brasília, Secretaría de Política Agrícola del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Abastecimiento.

- Araújo, T., L. Figueirêdo y M. Salvato (2009), "As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras – 1970-2000", *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*, vol. 39, N° 1, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Baltagi, B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Londres, John Wiley & Sons. Ltd.
- Barreto, F. (2005), "Crecimiento econômico, pobreza e desigualdade de renda: o que sabemos sobre eles?", *Série Ensaíos sobre Pobreza*, N° 1 Fortaleza, Laboratorio de Estudios de la Pobreza (LEP/CAEN).
- Barros, R. (2009), *Sobre a evolução recente da pobreza e da desigualdade*, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Barros, C., O. Figueiredo y P. Wanke (2016), "Peasants, poverty and inequality in Angola", *Social Indicators Research*, vol. 128, N° 2, Nueva York, Springer.
- Barros, R., M. Foguel y G. Ulyssea (orgs.) (2007), *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Bourguignon, F. (2003), "The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods", *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, T. Eicher y J. Turnovsky (eds.), Cambridge, MIT Press.
- Bueno, R. (2008), *Econometria de séries temporais*, São Paulo, Cengage Learning.
- Castelar, P., F. Tabosa y G. Irffi (2013), "Impacto do crescimento econômico e da desigualdade de renda na pobreza do Brasil", *Anais do XVIII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza, Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía (ANPEC).
- Chu, K. (2003), "Collective values, behavioural norms, and rules: building institutions for economic growth and poverty reduction", *Perspectives on Growth and Poverty*, R. van der Hoeven y A. Shorrocks (eds.), Nueva York, The United Nations University.
- Coelho, J. (2009), "Os efeitos da renda e da desigualdade na redução da extrema indigência no Brasil", tesis para optar al grado de magister, Ceará, Universidad Federal de Ceará.
- Datt, G., M. Ravallion y R. Murgai (2016), "Growth, urbanization, and poverty reduction in India", *Policy Research Working Paper*, N° 7568 Washington, D.C., Banco Mundial.
- Dollar, D. y A. Kraay (2001), "Growth is good for the poor", *Policy Research Working Paper*, N° 2587, Washington, D.C., Banco Mundial [en línea] <http://documents.worldbank.org/curated/en/419351468782165950/pdf/multi0page.pdf>.
- Elhorst, J. (2014), *Spatial Econometrics: from Cross-sectional Data to Spatial Panels*, Heidelberg, Springer.
- _____(2012), "Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences", *Journal of Geographical Systems*, vol. 14, N° 1, Nueva York, Springer.
- Elhorst, J. y S. Fréret (2009), "Evidence of yardstick competition in France using a two-regime spatial durbin model with fixed effects", *Journal of Regional Science*, vol. 49, N° 5, Hoboken, Wiley.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, vol. 52, N° 3, Nueva York, The Econometric Society.
- Fosu, A. (2015), "Growth, inequality and poverty in Sub-Saharan Africa: recent progress in a global context", *Oxford Development Studies*, vol. 43, N° 1, Abingdon, Taylor & Francis.
- _____(2010), *Growth, Inequality and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- França, J. (2010), "Crecimiento pró-pobre no Brasil: impactos regionais", tesis para optar al grado de doctor, Rio de Janeiro, Fundación Getulio Vargas.
- Greene, W. (2008), *Econometric Analysis*, New Jersey, Pearson.
- Hoffmann, R. (2005), "Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação", *Revista Economia*, vol. 6, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- _____(2001), "Distribuição de renda e crescimento econômico", *Estudos Avançados*, vol. 15, N° 41, São Paulo, Universidad de São Paulo.
- _____(1998), *Estatística para economistas*, São Paulo, Pioneira.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística) (2015), "Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=microdados>.
- IETS (Instituto de Estudios de Trabajo y Sociedad), "PNAD – Linhas de pobreza – 1985-2014" [en línea] <http://www.iets.org.br/spip.php?article406>.
- Kakwani, N., M. Neri y H. Son (2010), "Linkages between pro-poor growth, social programs and labor market: the recent Brazilian experience", *World Development*, vol. 38, N° 6, Amsterdam, Elsevier.

- LeSage, J. y R. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, CRC Press.
- (2011), “Pitfalls in higher order model extensions of basic spatial regression methodology”, *The Review of Regional Studies*, vol. 41, N° 1, Savannah, Georgia, Southern Regional Science Association.
- Lee, L. y J. Yu (2010), “Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects”, *Journal of Econometrics*, vol. 154, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Marinho, E. y J. Araújo (2012), “Crescimento econômico e concentração de renda: seus efeitos na pobreza no Brasil”, *Working Paper BNDES/ANPEC*, N° 24, Río de Janeiro, Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES)/Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía (ANPEC).
- Moreira, R., M. Braga y S. Toyoshima (2010), “Crescimento e desigualdade: prosperidade versus armadilhas da pobreza no desenvolvimento econômico dos estados brasileiros”, *Revista Economia*, vol. 11, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Netto Júnior, J. y E. Figueiredo (2014), “Crescimento pró-pobre no Brasil e nas regiões no período 1987-2007: uma abordagem não paramétrica”, *Planejamento e Políticas Públicas (PPP)*, N° 42, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Ney, M. y R. Hoffmann (2009), “Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro”, *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 47, N° 1, Brasília, Sociedad Brasileña de Economía, Administración y Sociología Rural (SOBER).
- Parent, O. y J. LeSage (2012), “Spatial dynamic panel data models with random effects”, *Regional Science and Urban Economics*, vol. 42, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Pinto, M. y J. Oliveira (2010), “Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007”, *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 14, N° 2, Río de Janeiro, Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Ramos, C. (2015), “A queda da pobreza e da concentração de renda no Brasil. “À la Recherche” da teoria perdida”, *Nova Economia*, vol. 25, N° 3, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Ravallion, M. (2016), *The Economics of Poverty: History, Measurement and Policy*, Oxford, Oxford University Press.
- (2014), “Income inequality in the developing world”, *Science*, vol. 344, N° 6186, Washington, D.C., Asociación Estadounidense para el Progreso de la Ciencia (AAAS).
- (2005), “A poverty-inequality trade off?”, *Journal of Economic Inequality*, vol. 3, N° 2, Nueva York, Springer.
- (2004), “Pro-poor growth: a primer”, *Policy Research Working Papers*, N° 3242, Washington, D.C., Banco Mundial.
- (2001), “Growth, inequality and poverty: looking beyond averages”, *World Development*, vol. 29, N° 11, Elsevier.
- Ravallion, M. y S. Chen (1997), “What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty?”, *World Bank Economic Review*, vol. 11, N° 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Silveira Neto, R. (2014), “Crescimento pró-pobre no nordeste do Brasil: uma análise dos períodos (1991-2000 e 2000-2010)”, *Estudos Econômicos*, vol. 44, N° 3, São Paulo, Universidad de São Paulo.
- Tabosa, F., G. Irfi y D. Guimarães (2014), “Elasticidades renda e desigualdade da pobreza do Nordeste de 1981 a 2009”, *Revista de Política Agrícola*, N° 1 Brasília, Secretaría de Política Agrícola del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Abastecimiento.
- Taques, F. y C. Mazzutti (2010), “Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de kuznets para as unidades federativas brasileiras”, *Planejamento e Políticas Públicas (PPP)*, N° 35, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Uchôa, C. y T. Menezes (2014), “Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de painel espacial para os estados brasileiros”, *Anais do XL Encontro Nacional de Economia*, Porto de Galinhas, Pernambuco, Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía (ANPEC).
- Vega, S. y J. Elhorst (2013), “On spatial econometric models, spillover effects, and W” [en línea] <https://pdfs.semanticscholar.org/ad23/8dd7c02266c5747694e5063644b74348d3bf.pdf>.
- Yu, N. y otros (2013), “Spatial spillover effects of transport infrastructure: evidence from Chinese regions”, *Journal of Transport Geography*, vol. 28, Amsterdam, Elsevier.

Anexo A1

Cuadro A1.1

Autocorrelación espacial de los residuos de las estimaciones del cuadro 2 utilizando la matriz reina (*queen*) normalizada

Año	Áreas urbanas		Áreas rurales	
	Moran	Valor p	Moran	Valor p
2004	0,4348	0,003	0,5483	0,001
2005	0,3895	0,006	0,4713	0,001
2006	0,3994	0,004	0,4208	0,002
2007	0,3391	0,006	0,3268	0,008
2008	0,3839	0,003	0,04	0,27
2009	-9,13	0,397	0,1766	0,07
2010	0,3466	0,013	0,3146	0,007
2011	0,0636	0,24	0,5087	0,001
2012	0,2252	0,036	0,572	0,001
2013	0,5841	0,001	0,1195	0,144
2014	-0,1483	0,209	0,516	0,001

Fuente: Elaboración propia.