

ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL DA POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS

Helson Gomes de Souza¹
Francisco José Silva Tabosa²
Jair Andrade Araujo³
Ahmad Saeed Khan⁴

RESUMO

Esta pesquisa objetiva analisar as relações entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade nos estados brasileiros tendo em vista a mudança estrutural ocorrida na economia. Para tanto, utilizou-se uma metodologia com dados dispostos em tempo e espaço capaz de englobar o fator vizinhança entre os estados. Com a utilização do Plano Real como mudança estrutural verificou-se a presença do fenômeno spillover em relação à proporção de pobres, sendo esse fenômeno mais intenso no período pré-Plano Real. Além disso, o estudo demonstrou que alterações no crescimento econômico ou nas desigualdades passaram a provocar maiores efeitos sobre a pobreza após a instalação do Plano Real e que uma política pública de combate à pobreza aplicada aos estados brasileiros se dará de maneira mais eficiente quando aliada a medidas redistributivas.

Palavras-chave: Pobreza; Spillover espacial; Painel espacial.

SPACE-TEMPORARY ANALYSIS OF POVERTY IN THE STATES BRAZILIANS

ABSTRACT

This paper analyse the relationship between poverty, economic growth and inequality in the Brazilian states in view of a structural change in the economy. For that, a methodology was used with data arranged in time and space capable of encompassing the neighborhood factor between the states. Using the Real Plan as structural change, the presence of the spillover phenomenon was verified in relation to the proportion of poor, being this phenomenon more intense in the pre-Real Plan period. Moreover, this study shows that changes in economic growth or inequalities started to have greater effects on poverty after the implementation of the Real Plan and that a public policy to combat poverty applied to the brazilian states will be more efficient when allied to redistributive measures.

Keywords: Poverty; Spatial spillover; Space panel.

JEL: I3; I18; I28.

¹ Graduado em Economia. Aluno do Mestrado Acadêmico em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: helson.g.souza@gmail.com

² Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: franzetabosa@hotmail.com

³ Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: jaraujoce@gmail.com

⁴ Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: saeed@ufc.br

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o cenário econômico brasileiro conseguiu atingir uma considerável redução na quantidade absoluta de indivíduos considerados pobres. Em contrapartida, esse fenômeno foi acompanhado por um aumento na renda real desses indivíduos, o que ocasionou, conseqüentemente, uma significativa redução nos níveis de desigualdade. (HELFAND; ROCHA; VINHAIS, 2009).

Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) apontam que, no final da década de 1990, em uma comparação com o final da década de 1970, a porcentagem de indivíduos considerados indigentes no Brasil sofreu uma redução em torno de 28%. Já o percentual de pobres passou por uma diminuição em torno de 17,5%, no mesmo período. (IBGE, 2016).

Azzoni (1997) abordou as relações diretas entre aumento nos níveis de crescimento e queda recente dos níveis de desigualdade no Brasil podendo estas serem visualizadas desde a década de 1980. Já o trabalho de Barroe et al., (2006) relatou um desempenho positivo, no que diz respeito à pobreza e à desigualdade de renda no cenário brasileiro. No entanto, ressaltou o autor que o país ainda é destaque no sentido de possuir um elevado nível de pobreza, altas taxas de concentração de renda e má distribuição dos recursos, o que impede o favorecimento de um desenvolvimento econômico constante.

As características da pobreza podem variar conforme mudam os seus determinantes e, principalmente, com as mudanças relacionadas aos aspectos econômicos de determinadas áreas. Pero e Cruz (2015) determinaram que as relações entre renda e pobreza podem ser afetadas também pela proximidade de áreas que obtenham essas características. Rocha (2000) indicou que, no Brasil, os principais focos de pobreza possuem uma determinada proximidade, aglomerando-se principalmente na região Nordeste, tendo essas regiões uma forte presença de desigualdade e baixo nível de renda per capita.

Para Christiaensen e Kaminski (2015), as medidas de combate a pobreza devem levar em consideração o comportamento desse fenômeno em decorrência de mudanças estruturais que ocorrem na economia. Levando em consideração que grande parte da redução dos níveis de pobreza está ligada ao crescimento econômico, as transformações na estrutura econômica produzirão efeitos sobre a pobreza e a desigualdade de renda.

Em um estudo sobre pobreza no Brasil, Tabosa, Castelar e Irffi (2016) identificaram alterações no valor das elasticidades renda e desigualdade da pobreza tendo em vista a instalação do regime financeiro implantado no país em meados de 1994. No referido estudo foi destacado que, após a mudança na estrutura financeira do país, as políticas públicas com ênfase na redução dos níveis de pobreza por meio do crescimento econômico e da desigualdade de renda passaram a ter maiores impactos.

Tendo em vista essas considerações, questiona-se sobre o que ocorre com a pobreza nos estados brasileiros frente a uma mudança estrutural na economia e como essa mudança interfere nas relações entre crescimento econômico, desigualdade de renda e pobreza. Além disso, abre-se um questionamento sobre a existência de relações entre as características espaciais referentes aos níveis de renda e desigualdade em relação aos níveis de pobreza nos estados brasileiros nas últimas décadas.

Com base no exposto, o presente trabalho objetiva analisar as relações entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade usando o Plano Real como uma mudança estrutural na economia brasileira. Além disso, o trabalho objetiva investigar o comportamento da pobreza tendo em vista o fator proximidade relacionado aos estados brasileiros, assim como analisar as variações em decorrência da proximidade espacial, levando em consideração uma alteração estrutural na economia.

Para tanto, o trabalho foi subdividido em cinco seções, sendo que a primeira compreende a parte introdutória. A segunda seção foram esboçados os materiais e métodos desenvolvidos para responder o problema de pesquisa proposto. A quarta seção engloba os resultados encontrados e na quinta seção foram descritas as conclusões encontradas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura econômica destaca a existência de uma relação entre os níveis de pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda. Estudos como os desenvolvidos por Wuieser (2011), Amini e Bianco (2016), Fosu (2015) e Ravallion (2016) indicam que estudos formulados sobre a ideia de combate à pobreza devem levar em consideração essas relações.

Bourguignon (2004) atribui a essa relação o termo triângulo pobreza-crescimento-desigualdade. O referido autor destacou que as relações implícitas advindas desse triângulo podem ser encontradas por meio o autor destacou que nem sempre esse procedimento determina uma verdadeira mensuração para o triângulo, uma vez que, a depender das características sociais e econômicas da área de estudo, outros fatores podem estar implicitamente inseridos na determinação da pobreza.

Em um estudo sobre a relação triangular existente entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda Grammy e Assane (2006) verificaram que a melhora na distribuição de renda é a chave para a redução da pobreza. Além disso, os autores concluíram que o crescimento acompanhado de uma melhor distribuição dos recursos funciona melhor do que apenas o crescimento ou a distribuição, e que o fornecimento de liberdades civis e direitos políticos permite que as pessoas participem mais ativamente na redução da pobreza.

A sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento econômico e a desigualdade de renda mudam conforme se dá a estrutura econômica de determinada área. Nesse sentido, Ravallion e Chen (1997) fizeram um estudo sobre as interligações entre pobreza e desigualdade em âmbito global e puderam concluir que, em países com menor desigualdade de renda, os níveis de pobreza terão um alto grau de sensibilidade ao crescimento. Entretanto, em países com níveis de desigualdade mais elevados, o crescimento econômico possui pouco efeito sobre a pobreza.

Ravallion (2015) e Techanan e Suriya (2012) destacaram que é comum, em países em desenvolvimento, que o crescimento econômico apresente uma grande contribuição na redução dos indicadores de pobreza, porém, a maior parte desse processo está ligada à redução dos níveis de desigualdade. Entretanto destacaram que o crescimento econômico age como uma ferramenta de redução das desigualdades de renda, caracterizando-se como um fator determinante no combate a pobreza.

No que diz respeito ao Brasil, o estudo de Annengues et al., (2015) buscou mensurar as elasticidades renda e desigualdade da pobreza utilizando uma metodologia não paramétrica com dados em painel. O estudo concluiu que, embora o crescimento econômico represente uma variável importante, as políticas que

combinem elevação da renda média e a melhora de sua distribuição se mostram preferíveis a políticas que proponham apenas o crescimento econômico em si.

A necessidade de implantação de medidas que visem reduzir as desigualdades no Brasil foi indicada também por Pinto e Oliveira (2010). Nesse estudo, os autores verificaram os impactos do crescimento econômico e da desigualdade de renda no Brasil considerando um período de treze anos (1995-2007). Constatam os autores que, no referido período, uma elasticidade-crescimento era de (- 1,09), conseqüentemente, o aumento de 1% no crescimento econômico nacional seria responsável por reduzir a pobreza em 1,09%. Tendo em vista esse resultado, os autores consideraram esse crescimento como pró-pobre, de forma que as elevações nos níveis de crescimento reduziram a condição de pobreza em níveis substanciais.

Em um estudo sobre os efeitos do crescimento econômico e da desigualdade de renda no Brasil, Marinho e Araújo (2012) destacaram que o aumento da renda sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo. Além disso, foi verificado que este se dá quando o índice inicial de desigualdade é alto. Constataram ainda que regiões com baixo nível inicial de desenvolvimento ou alta desigualdade apresentam condições menos propícias à redução da pobreza através do crescimento da renda.

Analisando os efeitos dos gastos sociais sobre os indicadores de pobreza e desigualdade os estados brasileiros, Araújo, Alves e Besarria (2013) verificaram que, além do crescimento econômico, outros fatores apresentam semelhante impacto na redução da pobreza. No referido estudo verificou-se que medidas como os gastos sociais em educação e saúde reduzem a pobreza de uma maneira significativa. Além disso, destacaram o importante papel do crescimento econômico sobre a redução da pobreza e da desigualdade de renda.

Taques e Oliveira (2014) verificaram as relações entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade no Brasil por meio do cálculo das elasticidades renda e desigualdade utilizando uma metodologia com dados em painel. No referido estudo foi destacado que as políticas destinadas à melhoria na distribuição de renda são mais efetivas no combate à pobreza do que as que promovam unicamente o aumento da renda média. Em contrapartida, políticas que visam a contenção da pobreza tendem a ser mais efetivas na melhoria da distribuição de renda.

3 METODOLOGIA

3.1 teste de estacionariedade para dados em painel

Para responder à problemática descrita, o presente trabalho utilizou uma metodologia que engloba dados em tempo e espaço. Sabe-se, portanto, que dados distribuídos em séries de tempo apresentam características próprias, as quais devem ser levadas em consideração antes de qualquer procedimento estocástico. Um exemplo desse tipo de característica é problema de não estacionariedade ou raiz unitária. Esse problema pode ser verificado por meio de um procedimento autorregressivo do tipo:

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

Onde u_t é o termo de erro estocástico denominado ruído branco, caso possua média zero, variância constante e não seja auto-correlacionado. Com isso, em uma situação em que $\rho = 1$ existirá problema de raiz unitária. Para detectar essa característica, o presente trabalho fez uso do teste de estacionariedade de Levin-Lin-Chu de forma que, caso a hipótese nula do teste seja rejeitada, os dados utilizados são estacionários, ou seja, não apresentam problema de raiz unitária.

3.2 Matriz de vizinhança

Trata-se de uma ferramenta de agrupamento dos dados espaciais que permite delimitar os vizinhos de uma área por proximidade, por número ou contiguidade. Com base nesse conceito, Almeida (2012) afirma que uma matriz de pesos espaciais W possui a seguinte estrutura:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i \text{ e } j \text{ são vizinhos} \\ 0 & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são vizinhos} \end{cases} \quad (2)$$

A matriz é construída a partir de um conjunto de n áreas $\{A_1, \dots, A_n\}$ resultando em uma matriz $W^{(1)}$ ($n \times n$) onde cada um dos elementos W_{ij} representa a medida de proximidade entre A_i e A_j

Seguindo o procedimento de escolha indicado por Almeida (2012), a matriz escolhida para as estimações com efeitos espaciais será aquela que apresente maior autocorrelação espacial nos resíduos do modelo sem efeitos espaciais.

Para o primeiro painel, referente às estimações do período pré-Plano Real utilizou-se a matriz do tipo K vizinhos, considerando os três vizinhos mais próximos. Em relação às estimações referentes ao período pós-Plano Real, a matriz de vizinhança escolhida foi do tipo K vizinhos, com $k = 2$. As matrizes de peso espacial utilizadas são transformadas em matrizes normalizadas. Este tipo de matriz é construída a partir da matriz original (não normalizada), dividindo-se todos os elementos de cada linha de pela soma da linha.

3.3 Modelo lag espacial com efeitos fixos

A formulação de um modelo lag espacial de efeitos fixos possui duas complicações: primeiro, a endogeneidade de $\sum_j W_{ij}Y_{jt}$ viola a suposição do modelo de regressão padrão que indica que $[(\sum_j W_{ij}Y_{jt})\varepsilon_{it}] = 0$. Em segundo lugar, a dependência espacial das variáveis em cada período de tempo pode vir a afetar a estimação dos efeitos fixos. Nesse sentido, a estimação por Máxima Verossimilhança indicada por Elhorst (2014) é feita de maneira a englobar a endogeneidade de $\sum_j W_{ij}Y_{jt}$. A função de Log-verossimilhança englobando os efeitos fixos espaciais é dada por:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \delta W| - \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(Y_{it}^* - \delta \sum_{j=1}^n W_{ij}Y_{jt} - x_{it}\beta - \mu_i \right)^2 \quad (6)$$

Onde $T \log|I_N - \delta W|$ representa o termo jacobiano da transformação de ε para y tendo em conta a endogeneidade de $W_{ij}Y_{jt}$. O valor de μ_i é dado por Elhorst (2014) como sendo obtido do cálculo da derivada parcial de $\log L$ em relação a μ_i sendo:

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(Y_{it}^* - \delta \sum_{j=1}^n W_{ij}Y_{jt} - x_{it}\beta \right), i = 1, \dots, N \quad (7)$$

Essa equação denota a formulação dos efeitos fixos espaciais de um modelo lag espacial. Substituindo o valor de μ_i na função de Log-verossimilhança e rearranjando os termos, a função de Log-verossimilhança concentrada em relação a β, δ e σ^2 obtém-se:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \delta W| - \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(Y_{it}^* - \delta \left[\sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} \right] - x_{it}^* \beta^* \right)^2 \quad (8)$$

Segundo Elhorst (2014) e Lee e Yu (2010) tendo as variáveis distribuídas em $t = 1, \dots, T$ observações de tempo, obtém-se um vetor $NT \times 1$ para Y^* e $(I_T \otimes W)Y^*$, e uma matriz $NT \times K$ para X^* . Com isso, o estimador δ do procedimento de máxima verossimilhança é obtido através de um processo de maximização da função concentrada de Log-verossimilhança. Assim sendo, a estimação de β e σ^2 são obtidas tendo em consideração o valor de δ , de maneira que:

$$\beta = b_0 + \delta b_1 = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} [Y^* - \delta (I_T \otimes W) Y^*] \quad (9)$$

e

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (e_0^* \delta e_1^*)^T (e_0^* \delta e_1^*)$$

Com isso, a matriz assintótica dos parâmetros é calculada por Elhorst e Freret (2009), sendo que possui forma simétrica, de acordo como se segue:

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} x^{*T} x^* & & & \\ \frac{2}{\sigma^2} x^{*T} (I_T \otimes \tilde{W}) x^* \beta & T^* \text{tr}(\tilde{W} \tilde{W} + \tilde{W}' \tilde{W}) + \frac{1}{\sigma^2} \beta' x^{*T} (I_T \otimes \tilde{W}' \tilde{W}) x^* \beta & & \\ 0 & \frac{T}{\sigma^2} \text{tr}(\tilde{W}) & & \\ & & \frac{NT}{2\sigma^4} & \end{bmatrix}^{-1} \quad (10)$$

Onde $\tilde{W} = W(I_N - \delta W)^{-1}$. Uma característica importante do modelo lag espacial é que a inclusão da variável dependente espacialmente defasada no conjunto de variáveis explicativas permite o cálculo dos efeitos diretos e indiretos de

cada variável explicativa utilizada. De acordo com Uchôa e Menezes (2012), os efeitos diretos estimados com o modelo lag espacial fornecem uma medida que informa o quanto se altera a variável independente, levando em consideração os impactos conhecidos como efeito *feedback*, os quais dizem respeito aos impactos que passam para as unidades de espaço vizinhas ao longo do tempo e retornam para a unidade que promoveu a mudança. Já os efeitos indiretos informam a mudança na variável dependente em decorrência nas alterações das variáveis em relação a todas as unidades de espaço utilizadas.

3.4 Modelo lag espacial com efeitos aleatórios

Se os efeitos espaciais assumidos forem aleatórios, a função de Log-verossimilhança do modelo é dada por Elhorst (2014) como sendo:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \delta W| + \frac{N}{2} \log \phi^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(y_{it} - \delta \left[\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} \right] \right)^2 \quad (11)$$

Assim sendo, β , δ e σ^2 podem ser encontrados através do processo de maximização da função de Log-verossimilhança em relação a ϕ de forma que:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log[e(\phi)^T e(\phi)] + \frac{N}{2} \log \sigma^2 \quad (12)$$

Em que o elemento típico especificado por $e(\phi)$ é:

$$e(\phi)_{it} = y_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \delta \left[\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} \right] - \left[x_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right] \beta \quad (13)$$

ao período que sucede a mudança estrutural estudada, englobando o período de 1995 a 2014⁶. Ressalta-se que as estimações suprimem o estado de Tocantins e o Distrito federal, sendo esses considerados como pertencentes ao estado de Goiás.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Quando se efetuam estimações estocásticas com dados distribuídos em séries de tempo é necessário levar em consideração algumas características que moldam a estrutura dos dados. Nesse sentido, o presente trabalho verifica a presença de raiz unitária nos dados utilizados por meio do teste de estacionariedade de Levin-Lin-Chu. Tendo em vista a não aceitação da hipótese nula do teste descrito, os resultados demonstrados na Tabela 1 evidenciam que os dados não possuem problema de raiz unitária, não comprometendo as posteriores estimações.

Tabela 1 - Teste de estacionariedade para dados em painel

	Teste	P-valor
Pré-Plano real	-8,9933	0,0000
Pós-Plano real	-2,7496	0,003

Fonte: Elaboração dos autores.

Tendo em vista a estacionariedade dos dados, o próximo passo é efetuar a estimação do modelo sem efeitos espaciais. Na Tabela 2 estão esboçados os resultados obtidos com esse procedimento. Em ambas as estimações, observa-se que o teste de Breusch Pagan informa que um modelo com dados em painel é preferível, se comparado a um modelo do tipo *pooled*. Já o teste de Hausman referente à estimação do período que antecede a instalação do Plano Real, determina que um modelo com efeitos aleatórios só pode ser considerado a título de comparação. Em relação ao período Pós-Plano Real, o teste de Hausman indica que o modelo que melhor explica o comportamento das variáveis é um modelo com efeitos aleatórios.

A elasticidade-renda encontrada no primeiro período foi de (-0,2503), o que indica que, nesse período, a elevação em uma unidade percentual no crescimento econômico acarretaria em uma redução de 0,25% na proporção de pobres. Já a

⁶ Devido à indisponibilidade de dados referentes aos anos de 1991, 1994, 2000 e 2010 adotou-se para esses períodos a média dos valores dos anos anterior e sucessor.

elasticidade-desigualdade (1,445) indica que antes da implantação do Plano Real, para cada aumento de 1% na desigualdade de renda ocorria uma elevação de 1,4% na proporção de indivíduos considerados pobres.

Para o período que sucede a implantação do Plano Real, a elasticidade-renda encontrada foi de (-1,2656), indicando que a elevação de 1% no crescimento econômico, nesse período, reduz a pobreza em 1,26%. A elasticidade-desigualdade (2,5845) indica que cada elevação de 1% na desigualdade de renda eleva a proporção de indivíduos considerados pobres em 2,5%.

É visto que, no período pós-Plano Real, os valores encontrados para as elasticidades renda e desigualdade da pobreza são maiores, em termos absolutos, do que os valores encontrados para a estimação referente ao primeiro período. Esses resultados são derivados dos maiores níveis de crescimento experimentado pela economia brasileira, principalmente a partir dos anos 2000, assim como demonstrado nos estudos de Hoffmann (2005) e Franca (2010).

Tabela 2 - Resultados das estimações sem os efeitos espaciais

Pré Plano Real				
	Efeito fixo		Efeito aleatório	
	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão
Intercepto	1,4939***	0,2717	2,6266***	0,237
<i>Lnrenda</i>	-0,2503***	0,0362	-0,3878***	0,0339
<i>Lngini</i>	1,445***	0,2717	1,937***	0,237
Pós Plano Real				
	Efeito fixo		Efeito aleatório	
	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão
Intercepto	8,4899***	0,215	8,4923***	0,2094
<i>Lnrenda</i>	-1,2648***	0,04	-1,2656***	0,0384
<i>Lngini</i>	2,5888***	0,1253	2,5845***	0,1233

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Valores sucedidos dos símbolos (***) e (**) indicam significância estatística a nível de 1% e 5% de confiabilidade respectivamente.

Pré-Plano Real: Teste de Breusch Pagan: 93,07 (Prob = 0,0000); Teste de Hausman: 50,25 (Prob = 0,0000).

Pós-Plano Real: Teste de Breusch Pagan: 1173,88 (Prob = 0,0000); Teste de Hausman: 0,08 (Prob = 0,9594).

Outra conclusão que pode ser tomada a partir dos resultados da Tabela 2 é que - tendo em vista que em ambos os períodos o valor da elasticidade-desigualdade supera, em termos absolutos, o valor atribuído à elasticidade-renda - uma política pública que vise à redução da proporção de pobres se dá com mais

eficiência quando ligada a redução das disparidades. Essa observação corrobora com os resultados encontrados nos estudos de Franca (2010), Pinto e Oliveira (2010), Coelho (2009) e Hoffmann (2005).

Seguindo o procedimento indicado por Almeida (2012), verificou-se a presença de autocorrelação espacial nos resíduos dos modelos sem efeitos espaciais, conforme demonstrado no Anexo 1. Com esse procedimento, utilizou-se para as estimações com efeitos espaciais as matrizes de vizinhança que obtiveram maior autocorrelação espacial dos resíduos analisados. Com isso, a estimações do modelo Lag espacial é formulada com matrizes de pesos espaciais do tipo K vizinhos, com $k = 3$ para o primeiro período e $K = 2$ para o segundo período.

Para verificar se uma estrutura com dados em painel é preferível em relação a um modelo “*pooled*” fez-se uso do teste F. Os resultados obtidos com esse teste para todas as estimações feitas com efeitos espaciais permitem rejeitar a hipótese nula a um nível de significância de 1%, indicando que um modelo do tipo “*pooled*” só pode ser considerado a título de comparação. As estimações para o modelos Lag espacial estão esboçados na Tabela 3.

Nas estimações referentes ao período pré-Plano Real, o coeficiente de autocorrelação indicado no modelo Lag espacial (ρ) indicado pelo teste de Hausman foi positivo e estatisticamente significativo. Esse resultado indica uma dependência espacial da pobreza nos estados brasileiros para o período em referência. Em tese, o valor do coeficiente de autocorrelação espacial indica que, nesse período, existiam *clusters* (*high-high* ou *low-low*) referentes à proporção de pobres nos estados brasileiros, indicando a presença do fenômeno descrito por Elhorst (2003) como *spillovers* espaciais para a variável dependente.

A elasticidade-renda informada no modelo Lag espacial para o primeiro período foi (-0,1682), indicando que, considerando os efeitos espaciais englobados, o aumento de 1% no crescimento econômico do período analisado geraria uma redução de cerca de 0,16% na proporção de pobres. Já a elasticidade-desigualdade (1,3079) informa que, antes da implantação do Plano Real, a elevação de 1% na desigualdade de renda, considerando o fator vizinhança, elevaria a proporção de pobres em cerca de 1,30%.

Em relação ao período Pós-Plano Real, o coeficiente de autocorrelação espacial (ρ) obteve valor positivo e estatisticamente significativo. Esse resultado

demonstra a existência de clusters espaciais (high-high ou low-low) referentes à proporção de pobres nos estados brasileiros. O resultado encontrado com o coeficiente de autocorrelação espacial do modelo Lag indica que, para os dois períodos analisados, a implantação de políticas públicas de combate à pobreza devem considerar o fator vizinhança, ou seja, devem ser aplicadas a nível nacional, tendo em vista que, caso contrario, a implantação desse tipo de política pode gerar um transbordamento espacial de indivíduos considerados pobres. Observa-se que o valor de ρ foi superior em termos absolutos no primeiro período analisado. Tecnicamente, esse resultado indica que o valor do transbordamento espacial de pobres é inferior após a implantação do Plano Real. Uchoa e Menezes (2012) indicam que o valor para esse fenômeno é obtido através do cálculo dos efeitos marginais do modelo Lag espacial.

Destaca-se o fato de que, em ambos os períodos estudados, a elasticidade-desigualdade supera, em termos absolutos, o valor da elasticidade-renda. Esse resultado corrobora as conclusões obtidas nos estudos de Araújo, Tabosa e Khan (2012), Franca (2010), Pinto e Oliveira (2010), Coelho (2009) e Hoffmann (2005), onde foi demonstrado que medidas que visem à redução da pobreza no Brasil possuem maior impacto quando associadas à redução das disparidades.

Observa-se também, que em ambos os modelos estimados, o valor das elasticidades renda e desigualdade foram superiores no segundo período analisado. Levando em consideração as análises feitas por Hoffmann (2001), esse resultado é proveniente dos maiores níveis de crescimento experimentado pela economia brasileira após o processo de estruturação financeira proporcionada pela implantação do Plano Real.

Tabela 3 - Resultados das estimações com efeitos espaciais

Pré-Plano Real		
	Efeito fixo	Efeito aleatório
Intercepto	-	1,3918*** (0,2258)
Lnrenda	-0,133*** (0,0279)	-0,1682*** (0,0287)
Lngini	1,2001*** (0,1952)	1,3079*** (0,1902)
ρ	0,6469*** (0,0485)	0,6044*** (0,0487)
Π	-	3,2556** (1,0384)
Λ	-	-
Pós-Plano Real		
	Efeito fixo	Efeito aleatório
Intercepto	-	7,7946*** (0,2054)
Lnrenda	-1,1098*** (0,0532)	-1,1529*** (0,0377)
Lngini	2,4306*** (0,1269)	2,4329*** (0,1212)
ρ	0,1185*** (0,0295)	0,0977*** (0,0259)
Π	-	1,8132** (0,5517)
Λ	-	-

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Valores sucedidos dos símbolos (***) e (**) indicam significância estatística a nível de 1% e 5% de confiabilidade respectivamente. Valores entre parênteses representam o desvio padrão.

Pré-Plano Real: Teste de Hausman = 2,4911 (Prob = 0,2878).

Pós-Plano Real: Teste de Hausman = 6,2538 (Prob = 0,0439).

Anselin (2003), Uchoa e Menezes (2013) e Elhorst (2014) destacam que uma das ferramentas do modelo Lag espacial é a obtenção dos efeitos marginais. Dada a proximidade espacial inserida no Modelo Lag espacial, os efeitos marginais captam a presença de *spillovers* espaciais. Os resultados para esse procedimento estão demonstrados na tabela 4.

Para o primeiro período analisado, os efeitos marginais diretos referentes à variável renda mostram que, antes da instalação do Plano Real, a elevação de 1% no crescimento econômico de um determinado estado reduziria a proporção de pobres estadual em cerca de 0,16%, mesmo valor encontrado no coeficiente do modelo Lag espacial. Esse resultado representa a inexistência do efeito *feedback*, descrito por Anselin (2003), como o efeito da modificação de uma variável em uma área que passa para as áreas vizinhas e, com o passar do tempo, retornam ao local de origem da mudança. Os efeitos indiretos referentes à renda indicam que, nesse

período, o aumento em 1% no crescimento econômico de um determinado estado reduziria a pobreza dos estados vizinhos em 0,23%. Já os efeitos totais relacionados à renda indicam que, de uma maneira geral, a elevação de uma unidade percentual no crescimento econômico reduziria a pobreza em 0,40%, sendo que, desse valor, 0,1682 estão relacionados aos efeitos locais e 0,2369 está relacionado ao efeito vizinhança.

Em relação à desigualdade, o coeficiente obtido com os efeitos diretos no período pré-Plano Real (1,3729) é superior ao coeficiente do modelo Lag espacial, evidenciando a existência do efeito *feedback*. De uma forma geral, cada aumento de 1% na desigualdade de renda no primeiro período, acarretaria uma elevação de 3,30% na proporção de pobres, sendo que, desse total, 1,3729 está relacionado aos efeitos diretos e 1,9337 aos efeitos indiretos.

No período pós-Plano Real, os efeitos marginais do modelo Lag espacial indicam a existência do efeito *feedback*, tanto em relação ao crescimento econômico, quanto em relação à desigualdade de renda. Observa-se que a elevação de uma unidade percentual no crescimento econômico nesse período gera uma redução de 1,25% no percentual de pobres, de forma que 1,11% correspondem a efeitos locais e 0,14% ao efeito vizinhança. Já em relação à desigualdade de renda, observa-se que a elevação de 1% na desigualdade eleva em 2,75% a proporção de pobres, sendo 2,43% referente aos efeitos diretos e 0,32% referente aos efeitos indiretos.

Tabela 4 - Efeitos marginais do modelo Lag espacial

Pré-Plano Real						
	Efeito fixo			Efeito Aleatório		
	Efeitos diretos	Efeitos indiretos	Efeitos totais	Efeitos diretos	Efeitos indiretos	Efeitos totais
<i>Lnrenda</i>	-0,148***	-0,2287***	-0,3767***	-0,1682***	-0,2369***	-0,4051***
<i>Lngini</i>	1,3348***	2,0636***	3,3984***	1,3729***	1,9337***	3,3064***
Pós-Plano Real						
	Efeito fixo			Efeito Aleatório		
	Efeitos diretos	Efeitos indiretos	Efeitos totais	Efeitos diretos	Efeitos indiretos	Efeitos totais
<i>Lnrenda</i>	-1,1113***	-0,1477***	-1,259***	-1,1539***	-0,1238***	-23,325
<i>Lngini</i>	2,4339***	0,3234***	2,7574***	2,4352***	0,2613***	2,6965***

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Valores sucedidos dos símbolos (***) e (**) indicam significância estatística a nível de 1% e 5% de confiabilidade respectivamente.

Observa-se que, assim como nas estimações referentes aos modelos com e sem efeitos espaciais, o valor dos coeficientes obtidos nos efeitos marginais foi superior em termos absolutos para a variável desigualdade. O resultado demonstra que políticas de combate à pobreza reduzem esse fenômeno com maior intensidade quando ligadas a reduções nas desigualdades, confirmando os resultados encontrados por Araújo, Tabosa e Khan (2012), Franca (2010), Pinto e Oliveira (2010), Coelho (2009) e Hoffmann (2005).

Além disso, observa-se que os valores dos efeitos diretos e totais foram superiores no segundo período analisado. Esse resultado demonstra que o crescimento econômico proporcionado pela mudança estrutural estudada tornou a pobreza mais sensível tanto a variações na renda, quanto a variações na desigualdade, sendo que esse fenômeno é constatado a níveis estaduais e nacionais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou analisar as relações entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade utilizando o Plano Real como uma mudança estrutural na economia brasileira. Além disso, buscou-se verificar o comportamento da pobreza tendo em vista o fator proximidade relacionado aos estados brasileiros, analisando-se as variações em decorrência da proximidade espacial e levando em consideração uma alteração estrutural na economia. Para tanto, utilizou-se uma metodologia com dados em tempo e espaço capaz de englobar os efeitos espaciais das variáveis.

O modelos Lag espacial permitiram demonstrar que uma política pública de combate à pobreza aplicada aos estados brasileiros se dará de maneira mais eficiente quando aliada a medidas redistributivas. Além disso, os modelos estimados demonstraram que a mudança estrutural provocada pelo Plano Real tornou a pobreza mais sensível a alterações nos níveis de crescimento e desigualdade.

A partir da estimação de um modelo Lag espacial foi possível verificar que a pobreza nos estados brasileiros apresenta uma relação de vizinhança entre os anos analisados formando *spillovers* espaciais, sendo esse fenômeno mais intenso no período pré-Plano Real. Tendo em vista a existência desse fenômeno, evidencia-se que uma política pública de combate à pobreza aplicada a nível estadual pode provocar um transbordamento espacial de pobres.

A partir do cálculo dos efeitos marginais do modelo Lag espacial constatou-se que, após a mudança estrutural proporcionada pela instalação do Plano Real, em 1994, a pobreza nos estados brasileiros passou a apresentar o denominado efeito feedback, relacionado a mudanças no crescimento e na desigualdade, sendo que, no período anterior, esse fenômeno foi verificado apenas em relação à variável desigualdade.

Por fim, conclui-se que políticas fundamentadas em alterações no crescimento econômico ou nas desigualdades passaram a provocar maiores efeitos sobre a pobreza, após a instalação do Plano Real. Além disso, conclui-se também que a mudança estrutural estudada acarretou uma redução das relações de vizinhança referentes à pobreza nos estados brasileiros.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas, SP: Alínea, 2012.

AMINI, C; BIANCO, S. D. Poverty, growth, inequality and pro-poor factors: new evidence from macro data. **The Journal of Developing Areas**, v. 50, n. 2, p. 231-254, 2016.

ANNENGUES, A. C; SOUZA, W. P. S. F; FIGUEREDO, E; LIMA, F. S. Elasticidade da pobreza: aplicação de uma nova abordagem empírica para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas (PPP)**, n. 44, jan./jun. 2015.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, apr. 2003.

ARAÚJO, J. A; TABOSA, F. J. S; KHAN, A. S. Elasticidade renda e elasticidade desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, ano 1, n. 1, 2012.

ARAUJO, J. M; ALVES, J. A; BESARRIA. O impacto dos gastos sociais sobre os indicadores de desigualdade e pobreza nos estados brasileiros no período de 2004 a 2009. **Revista de economia contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 2, maio/ago. 2013.

AZZONI, C. R. **Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil: 1960, 70, 80 e 91**. São Paulo: FEA/USP, 1997.

BARROS, R. P; FOGUEL, B. M. N; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2006. 446 p

BOURGUIGNON, F. **The Poverty-Growth-Inequality Triangle**. The World Bank. 2004.

CHRISTIAENSEN, L; KAMINSKI, J. Structural change, economic growth and poverty Reduction: micro-evidence from Uganda. **African Development Bank Group, Working Paper Series**, n. 229, dec. 2015.

COELHO, J. A. **Os efeitos da renda e da desigualdade na redução da extrema indigência no Brasil**. 40 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Ceará, 2009.

ELHORST, J. P. **Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels**. New York: Springer Heidelberg; London: Dordrecht, 2014.

_____. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003.

FOSU, A. K. Growth, inequality and poverty in Sub-Saharan Africa: recent progress in a global context. **Oxford Development Studies**, v. 43, n. 1, p. 44-59, 2015.

FRANCA, J. M. S. **Crescimento pró-pobre no Brasil: impactos regionais**. 2010, 104 f. Tese (Doutorado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2010.

GRAMMY, A; ASSANE, D. The poverty-growth-inequality triangle hypothesis: an empirical examination. **Journal of Policy Modelling**, nov. 2006.

HELFAND, S. M; ROCHA, R; VINHAIS, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 39, n. 1, abr. 2009.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v. 15, n. 41, jan./apr. 2001.

_____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. **Revista Economia**, v. 6, n. 2, p. 255-289. 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 26 maio 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **IPEADATA**. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 10 jan. 2017.

LEE, L; YU, J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. **Journal of Econometrics**, n. 154, p. 165-185, 2010.

MARINHO, E; ARAÚJO, J. **Crescimento econômico e concentração de renda: seus efeitos na pobreza no Brasil**. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia. 2012. (Séries working paper BNDES/ANPEC).

PERO, V; CRUZ, G. F. A queda da pobreza no Brasil: mudanças no perfil e nos determinantes na entrada do 2º milênio. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2015, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis, dez 2015.

PINTO, M. S; OLIVEIRA, J. C. Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 327-358, maio/ago, 2010.

RAVALLION, M. **The economics of poverty**: history, measurement and policy. Oxford University Press. 2016.

_____. Toward better global poverty measures. **Center for Global development. Working Papers**, n. 417, set. 2015.

RAVALLION, M; CHEN, S. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? **World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-82, 1997.

ROCHA, S. **Pobreza e desigualdade no Brasil**: o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 2000. (Textos para discussão).

_____. O declínio sustentado da desigualdade de renda no Brasil (1997-2009). **Revista Economia**, v. 13. n. 3, p. 629-645, set./dez. 2012.

TABOSA, F. J. S; CASTELAR, P. U. C; IRFFI, G. Brasil, 1981-2013: efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza. **Revista de la CEPAL**, n. 120, dec. 2016.

TAQUES, F. H; OLIVEIRA, J. C. T. Existe uma relação entre nível de renda, desigualdade e pobreza? Um estudo a partir de elasticidades. **Revista economia e desenvolvimento**, v. 26, n. 2, p. 21-42, jul./dez. 2014.

TECHANAN, J; SURIYA, K. Effect of income distribution on poverty reduction after the Millennium. **The Empirical Econometrics and Quantitative Economics Letters**, v. 1, n. 4, p. 169-179, dec. 2012.

UCHÔA, C. F. A; MENEZES, T. A. Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de painel espacial para os estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15., 2012, Porto de Galinhas, PE. **Anais...** Porto de Galinhas, PE, dez. 2012.

WUIESER, C. Determinants of the Growth Elasticity of Poverty Reduction. **WIFO Working Papers**, n. 406, nov. 2011.

ANEXOS

Tabela 1 - Autocorrelação espacial dos resíduos dos modelos sem efeitos espaciais.

Pré-Piano Real						
Ano	Queen	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5	K = 10
1981	0,3435***	0,2844**	0,2856***	0,2017**	0,1962**	0,1407**
1982	0,147	0,159	0,0836	0,1446*	0,1771**	0,1325**
1983	0,3607**	0,3596***	0,1447*	0,1602*	0,1035**	0,0763
1984	-0,0394	0,0327	0,0367	0,0755	0,0473	0,0905**
1985	0,2574**	0,4012***	0,4495***	0,3371***	0,293**	0,2158**
1986	0,5889***	0,5556***	0,5706***	0,5586***	0,5825***	0,4044***
1987	0,3193**	0,4216***	0,2342**	0,1817**	0,2228*	0,2103**
1988	-0,0524	-0,0869	-0,1141	-0,0961	-0,0937	-0,0732
1989	-0,073	0,0633	0,1394*	0,0806	0,0954	0,0625**
1990	0,0028	0,0589	-0,0182	-0,0318	0,0072	0,0743*
1991	0,1263	0,2019**	0,2129**	0,1275*	0,165**	0,0732*
1992	0,2139**	0,1886**	0,2483**	0,2829**	0,2923**	0,1379**
1993	-0,0691	0,0805	0,0977	0,0368	0,0016	-0,0205
1994	0,2536**	0,2427**	0,2482**	0,1388*	0,0831	0,0313
Pós-Piano Real						
Ano	Queen	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5	K = 10
1995	0,3268**	0,5025***	0,4946***	0,4258***	0,3899***	0,2748**
1996	0,4937***	0,5424***	0,5995***	0,5955***	0,5759***	0,4111***
1997	0,5335***	0,6569***	0,5963***	0,6005***	0,6015***	0,4334***
1998	0,6256***	0,6424***	0,6523***	0,6679***	0,6517***	0,4754***
1999	0,5862***	0,7095***	0,6703***	0,6759***	0,6747***	0,499***
2000	0,4352***	0,634***	0,624***	0,5833***	0,5044***	0,4102***
2001	0,6821***	0,8326***	0,7835***	0,7747***	0,7601***	0,5552***
2002	0,7155***	0,9079***	0,8296***	0,8355***	0,7931***	0,5668***
2003	0,6835***	0,8434***	0,7709***	0,7649***	0,7509***	0,5482***
2004	0,3025**	0,5951***	0,5316***	0,5266***	0,4814***	0,3266***
2005	0,6222***	0,8027***	0,7727***	0,7378***	0,7403***	0,5208***
2006	0,5387***	0,7171***	0,6645***	0,6142***	0,5752***	0,3334***
2007	0,2653**	0,3519***	0,3957***	0,3036***	0,2973**	0,1854***
2008	0,667***	0,8155***	0,7681***	0,7449***	0,7328***	0,5074***
2009	0,5733***	0,7542***	0,7397***	0,68***	0,6676***	0,4732***
2010	0,3887***	0,467***	0,4812***	0,4478***	0,4605***	0,3183***
2011	0,0439	0,2035*	0,1716*	0,0094	0,1011	0,0869**
2012	0,4528***	0,6451***	0,5989***	0,5635***	0,5432***	0,4267***
2013	0,2183**	0,2541*	0,0238	0,0899	0,0841	0,1285**
2014	0,0546	0,1519	0,1925*	0,0365	0,0041	-0,0131

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs: Valores sucedidos dos símbolos (***), (**) e (*) indicam significância estatística a nível de 1%, 5% e 10% de confiabilidade respectivamente.