

DESIGUALDADES REGIONAIS E POBREZA NO NORDESTE: UMA ANÁLISE ESPACIAL DO CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NA DÉCADA DE NOVENTA

Cristiano Aguiar de Oliveira (UFRGS)

Resumo

Este artigo estuda os impactos da desigualdade de renda, do crescimento econômico e das transferências governamentais de renda na pobreza da região Nordeste do Brasil na década de noventa. Para esta finalidade, estima as elasticidades renda e concentração da renda com relação à pobreza através de um modelo econométrico espacial com dados em painel. No artigo, calculam-se as contribuições do crescimento econômico, das transferências governamentais e da redução da desigualdade de renda na redução da pobreza dos municípios da região. A partir destes resultados faz-se uma análise espacial do crescimento econômico pró-pobre na região. Os resultados obtidos mostram as desigualdades regionais ajudam a explicar a pobreza na região. Além disso, mostram que poucos municípios reduziram a pobreza devido à redução na desigualdade de renda e que o crescimento econômico foi o responsável pela redução da pobreza na maioria dos municípios em que houve redução da mesma. As transferências governamentais mostraram reduzir a pobreza, entretanto este resultado mostrou-se estar condicionado a linha de pobreza proposta. O artigo conclui que políticas de combate à pobreza podem ser regionais e que o conhecimento da situação de cada região pode melhorar a eficiência destas políticas.

Palavras chave: Pobreza, Econometria Espacial, Crescimento Pró-pobre.

Classificação JEL: C23, I32, I38.

Abstract

This paper examines the impact of income inequality, economic growth and government income transfers on poverty in the Brazilian Northeast in the nineties. For this goal, estimates the income and concentration of income elasticities with relation to poverty through a spatial panel. In the paper, the contributions of economic growth, government transfers and the reduction of income inequality in poverty reduction are calculated for the region municipalities. From these results it is done a spatial analysis of pro-poor growth in the region. The results show the regional inequalities help to explain poverty in the region. Moreover, show that few municipalities reduced poverty due the reduction in income inequality and that economic growth was responsible for reducing poverty in most municipalities where there was a reduction of it. Government transferences showed reduce poverty, however this result has showed to be conditioned to proposed poverty line. The paper concludes that poverty reduction policies could be regional and that each region situation knowledge can result in policy efficiency improvement.

Keywords: Poverty, Spatial Panel Data, Pro-poor Growth.

JEL classification: C23, I32, I38.

1. Introdução

O Brasil, segundo o último censo demográfico realizado no ano de 2000, tinha 47% de sua população vivendo em estado de pobreza¹. Desta população, quase a metade vivia na região Nordeste do Brasil. Por esta razão, a redução da pobreza no Brasil passa necessariamente pela redução da pobreza no Nordeste. A região possui mais da metade de sua população recebendo em média menos da metade de um salário mínimo e muitas vidas são perdidas devido a esta insuficiência de renda. Cerca de 5% das crianças morrem antes de completar um ano de vida e os seus habitantes vivem em média 5 anos a menos do que o restante do País. Assim, fica muito difícil pensar em políticas públicas que visem à solução para estes problemas que não incluam a redução da pobreza na região com uma das prioridades.

Isto justifica o fato de a pobreza na região ser não somente tema de trabalhos acadêmicos, mas também ser assunto obrigatório para formuladores de políticas públicas há muito tempo. Rocha (2003) mostra que houve uma queda acentuada da pobreza na região e no País durante a década de setenta e metade da década de oitenta. A hiperinflação associada a estagnação apresentada na segunda metade da década de oitenta e primeira metade da década de noventa serviram para aumentar a pobreza. A segunda metade da década de noventa trouxe consigo a estabilidade de preços e esta uma contribuição significativa para a redução da pobreza no País e na região. Entretanto, após a esta queda significativa houve uma incômoda manutenção da proporção de pobres na região em um período marcado pela estagnação econômica e pelas fortes restrições para a utilização de recursos governamentais. Assim, a partir deste ponto iniciou-se uma busca por políticas públicas que visem a continuar o processo de redução da pobreza na região de maneira eficiente. Recentemente, houve uma intensificação dos programas de transferências de renda, entretanto ainda existem poucos trabalhos acadêmicos que avaliem a eficiência deste tipo de política.

A maior parte dos trabalhos descreve e analisa a evolução da pobreza na região a partir de dados estaduais. Entretanto, uma breve observação da situação da pobreza na região permite concluir que o problema exige diagnósticos diferenciados, pois a região apresenta uma grande heterogeneidade de situações mesmo dentro de um mesmo Estado. Diante desta realidade apresentada, o primeiro passo para uma melhor compreensão do problema é fazer uma análise detalhada da pobreza na região. Logo, este é o primeiro objetivo deste artigo: fazer uma análise espacial da pobreza na região Nordeste do Brasil na década de noventa com a utilização de uma base de dados municipais.

O segundo objetivo do artigo é identificar os fatores que contribuíram para a redução da pobreza da região no período. Para este fim, utiliza dados longitudinais e técnicas da econometria espacial para estimar as elasticidades renda e concentração da renda com relação à pobreza. Inicialmente, o objetivo é estimar o impacto do crescimento econômico, das transferências governamentais de renda e da redução da desigualdade de renda na redução da pobreza nos municípios nordestinos. A metodologia utilizada baseia-se no desenvolvimento de Kakwani (1993) em que mudanças nos parâmetros de uma distribuição de renda, tais como sua média e alguma medida de concentração (desigualdade), afetam a sua quantidade de pobres (indivíduos abaixo de uma linha arbitrária de renda).

No presente artigo a utilização de dados municipais permite uma análise diferenciada para a situação de cada município, uma vez que permite observar como as políticas públicas de combate a pobreza podem gerar impactos diferentes em regiões e municípios distintos. Por sua vez, a utilização de um painel espacial permite considerar a possibilidade de a vizinhança

¹ Pessoas com renda per capita inferior a metade de um salário mínimo.

ajudar a explicar a pobreza de municípios e permite a utilização de um grande número de informações, que certamente garantem uma maior robustez nas estimações. Estes permitem também captar uma dinâmica existente nas elasticidades, pois estas mudam ao longo do tempo e sua variação não pode ser obtida através de um modelo *cross-section*.

As elasticidades estimadas no modelo econométrico são utilizadas para calcular as contribuições do crescimento econômico, das transferências governamentais de renda e da desigualdade de renda na redução da pobreza nos municípios da região Nordeste na década de noventa. Através destas investiga-se mais profundamente as causas da redução ou do aumento da pobreza no período estudado em cada município e, de certa forma, avalia-se a eficiência de cada uma delas em atingir este objetivo. O artigo ainda identifica os municípios que tiveram na década de noventa um crescimento econômico pró-pobre segundo a definição de Kakwani e Pernia (2000).

O artigo está organizado da seguinte maneira: na seção 2 é apresentada a derivação do modelo a ser estimado e é feita uma breve resenha sobre as principais conclusões de outros trabalhos. Nesta seção é feita também a apresentação dos procedimentos utilizados para a estimação das elasticidades. Na seção 3 são descritas as variáveis utilizadas nas estimações e suas respectivas fontes, além disso, será feita uma análise exploratória espacial da pobreza na região. Nesta seção são apresentados os resultados das estimações e as elasticidades calculadas, bem como as contribuições do crescimento econômico e da redução da desigualdade de renda para a redução da pobreza no período. Uma breve discussão sobre os conceitos de crescimento econômico pró-pobre e a evidência para os municípios Nordestinos na década de noventa são apresentados na seção 4. Na seção 5, serão apresentadas as considerações finais e uma breve discussão a respeito da eficiência de políticas que objetivam a redução da pobreza.

2. O impacto de mudanças na renda e da distribuição de renda na pobreza: derivação e estimação

As medidas de pobreza normalmente encontradas na literatura podem ser classificadas em medidas monetárias e não-monetárias. As medidas não-monetárias definem pobreza como a insatisfação de necessidades básicas. Esta abordagem considera essencial o acesso a alguns bens sem os quais estes os indivíduos não gozariam de uma vida minimamente digna. Água potável, rede de esgoto, coleta de lixo, acesso ao transporte coletivo e educação são bens considerados imprescindíveis para que os indivíduos possam levar vidas saudáveis. Mesmo com alguma dificuldade, as Necessidades Básicas Insatisfeitas (NBI) são mensuráveis. Porém, há alguma arbitrariedade no cálculo do indicador, uma vez que é necessário estipular quais são as necessidades básicas e quais são as quantidades mínimas para as mesmas.

Por sua vez, as medidas monetárias estão presentes na maioria dos trabalhos sobre fome e pobreza no Brasil. No geral, trata-se de estudos que buscam aferir a pobreza e a fome através de indicadores de renda, ou daqueles que buscam associar esta variável a outras fontes de dados existentes. A metodologia mais comum é considerar pobres os membros de famílias com renda *per capita* inferior a uma determinada linha de pobreza. Apesar desta metodologia sempre envolver algum grau de arbitrariedade ela é muito utilizada por permitir o cálculo do número de indivíduos pobres a partir de uma distribuição de renda e, além disso, por permitir que sejam feitas comparações entre países, estados, municípios, etc.

A distribuição da renda entre as famílias ou indivíduos pode ser representada por uma distribuição de frequência ou uma função densidade de probabilidade, caso esta exista. Como toda distribuição de probabilidade teórica, a distribuição da renda depende dos seus momentos

tais como a média, a variância e a medida de assimetria. Desta forma, denota-se a função de densidade da renda por $f(y)$, onde y é o nível de renda do indivíduo. Esta função é o primeiro passo para a definição de uma medida de pobreza.

Com a função de distribuição da renda pode-se construir uma medida de pobreza bastando estabelecer uma linha de pobreza. Uma medida bastante comum em trabalhos empíricos é a medida pertencente a Foster, Greer e Thorbecke (1984) que é definida a partir da seguinte expressão:

$$P_a = \int_0^{LP} \left(\frac{LP - y}{LP} \right)^a f(y) dy \quad (1)$$

onde, LP é a linha de pobreza. A linha de pobreza é sempre um valor de referência. Para determiná-la existem diversas abordagens. Alguns autores simplesmente utilizam o valor correspondente a US\$1/dia ou US\$2/dia. Entretanto, esta pode ser definida como um valor de referência determinado pela renda mínima suficiente para adquirir os bens necessários à sobrevivência ou para a aquisição de uma cesta de bens de primeira necessidade.

A partir da expressão (1) pode-se derivar diversas medidas de pobreza, sendo as mais utilizadas P_0 , P_1 e P_2 , para os valores de alfa = 0, 1 e 2, respectivamente. Com o alfa igual a zero, tem-se a medida de incidência da pobreza que é simplesmente a razão entre o número de indivíduos vivendo em situação de pobreza e a população total, ou simplesmente, o percentual de pobres numa determinada economia. Esta é a medida utilizada neste artigo devido a sua disponibilidade e sua facilidade de interpretação.

Ao examinar detalhadamente a medida P_0 , é possível observar que a medida de pobreza depende exclusivamente dos momentos de $f(y)$. Uma variação em P_0 pode ser resultado de uma variação na média e/ou nos demais momentos da distribuição. Considerando que a concentração de renda é função da variância e da assimetria de $f(y)^2$, pode-se parametrizar $f(y)$ em termos da renda média e da medida de concentração e, portanto, uma variação percentual na pobreza pode ser decomposta pela variação percentual na renda média (W) e na medida de concentração (G) da seguinte forma³:

$$\frac{dP_0}{P_0} = e_w \frac{dW}{W} + e_G \frac{dG}{G} \quad (2)$$

onde e_w representa a elasticidade-renda com relação à pobreza e e_G representa a elasticidade-concentração com relação à pobreza. O cálculo das elasticidades renda e elasticidades concentração da renda com relação à pobreza pode ser visto em outros trabalhos. Estas podem ser obtidas de várias maneiras. A maneira mais comum é a estimação destas elasticidades através de modelos econométricos.

Ravallion e Datt (1999), analisando regiões da Índia, estimam somente as elasticidades renda com relação à pobreza. Os autores encontraram no setor não-agrícola elasticidades significativamente diferentes entre regiões e observaram que as elasticidades são maiores nas regiões onde a produtividade agrícola, o padrão de vida no meio rural e a escolaridade são maiores. Mais recentemente outros autores encontraram resultados semelhantes. Chen e Wang (2001), por sua vez, investigaram a relação entre a pobreza e a desigualdade na China nos anos 90. Os autores concluíram que o crescimento da renda reduziu significativamente a pobreza e a concentração contribuiu para aumentá-la. No Brasil,

² Conforme pode ser visto em Hoffman (1998).

³ Ver Kakwani (1993) para uma formalização desta decomposição.

Barros e Mendonça (1997) estimaram o efeito do crescimento econômico e da redução da desigualdade sobre a pobreza. Eles mostraram que o impacto da redução da concentração de renda sobre a pobreza é significativamente maior do que o impacto do crescimento econômico. Marinho e Soares (2003) utilizando dados em painel para os Estados brasileiros verificaram que quanto maior a renda média, maior é o impacto negativo da distribuição da renda sobre a pobreza. Hoffman (2004) chega às mesmas conclusões destes autores, entretanto calcula as elasticidades a partir de uma distribuição log-normal da renda dos Estados brasileiros.

Este artigo estima estas elasticidades através de regressões em painel que consideram a possibilidade de haver algum tipo de dependência espacial na pobreza dos municípios nordestinos. A próxima subseção apresenta os procedimentos utilizados para a estimação de e_w e e_G .

2.1. Procedimentos para a especificação e estimação de um painel espacial

Os estudos com dados em painel certamente têm sido impulsionados pela disponibilidade de dados longitudinais. As suas vantagens e limitações são muito conhecidas. De acordo com Hsiao (1986) e Baltagi (2001), dados em painel são mais informativos, apresentam menor colinearidade entre as variáveis, maior variabilidade, mais graus de liberdade e maior eficiência nos estimadores, uma vez que lida melhor com a presença de observações heterogêneas. Estes permitem também especificações de hipóteses comportamentais mais complicadas, que não podem ser especificadas em modelos puramente *cross-section* ou de séries temporais. Entretanto, a presença de um componente locacional em dados em painel pode implicar na existência de dependência espacial entre as observações em cada ponto no tempo. A principal razão para este problema é que uma observação associada com uma unidade espacial pode estar associada a outras observações de outras unidades espaciais, assim, violaria a hipótese de independência entre as observações. Desta forma, uma forma de corrigir este problema é incorporar esta dependência em um modelo espacial. Um modelo geral de painel espacial pode ser expresso por:

$$Y_{it} = rW_1Y_{it} + X_{it}b + m_i + f_{it} \text{ para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

onde $f_{it} = IW_2f_{it} + e_{it}$, i refere-se as unidades espaciais, t refere-se as unidades de tempo, β é um vetor de parâmetros fixos desconhecidos, μ_i representa os efeitos individuais das unidades espaciais, W_1 e W_2 são as matrizes de pesos espaciais, e_{it} são os termos de erro i.i.d para todo i e t com $E(e_{it}) = 0$ e $E(e_{it}e'_{it}) = \sigma^2 I_{NT}$.

Este modelo pode diferenciar-se dos modelos tradicionais com dados em painel em duas situações possíveis. Na primeira, é adicionado ao termo de erro um termo espacial com um coeficiente I usualmente chamado de coeficiente de autocorrelação espacial, neste caso, a estrutura do erro foi modificada. Assim, se $r=0$, este é chamado de modelo com erro espacial (*spatial error model*). Este pode ser o caso, por exemplo, de uma associação espacial de alguma variável explicativa que foi omitida do modelo. Na segunda, uma nova variável explicativa é adicionada associada a um coeficiente r , usualmente chamado de coeficiente de defasagem espacial. Neste caso, o número de variáveis explicativas é acrescido de mais uma variável. Se $I=0$, este é chamado de modelo com *lag* espacial (*spatial lag model*). Isto significa que valores da vizinhança da variável dependente ajudam a explicá-la.

A presença de tais efeitos espaciais faz com que a tradicional estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) seja inapropriada. O modelo de erro espacial é um caso especial

de uma regressão que não possui erros esféricos, em que os elementos fora da diagonal principal da matriz de covariância expressam a estrutura da dependência espacial. Então, neste caso, os estimadores de MQO são não viesados, mas não são mais eficientes, pois as estimações dos erros padrões serão viesadas. Já o modelo com *lag* espacial inclui um termo que deve ser tratado como uma variável endógena, uma vez que variáveis explicativas da vizinhança e os termos de erro aparecem do lado direito da equação. Neste caso, os estimadores de MQO serão viesados e inconsistentes devido à simultaneidade existente no modelo.

Para evitar os problemas citados, a literatura sugere a utilização de algum método de estimação alternativo, tais como uso de variáveis instrumentais, método generalizado dos momentos e utilização de estimadores de máxima verossimilhança (ver Anselin, 1988; Anselin e Hudak, 1992). Cada método possui vantagens e desvantagens e a escolha da metodologia adequada de estimação depende da especificação do modelo econométrico que será estimado. A especificação do modelo pode ser obtida através de alguns testes. Inicialmente, pode-se avaliar as possíveis formas do vetor de parâmetros m_i a fim de utilizar o procedimento de estimação mais adequado. Se m_i é o mesmo para todas as unidades espaciais, logo, a metodologia de estimação tradicional por mínimos quadrados ordinários (MQO) é apropriada (modelo *pooled*).

Se m_i é assumido como fixo para cada unidade espacial, então uma estimação por MQO com *dummies* (MQDV) é a mais apropriada para obter os efeitos fixos. Se m_i é assumido como uma variável aleatória com $E(m_i m_j) = s_m^2$ se $i=j$ e zero de outra forma, logo, uma estimação considerando efeitos aleatórios por mínimos quadrados generalizados (MQG) ou por máxima verossimilhança (MV) seriam mais adequadas. Para testar a hipótese $s_m^2 = 0$ é utilizado o teste do multiplicador de Lagrange de Breuch-Pagan para efeitos aleatórios, que testa a hipótese nula de que a variância dos efeitos individuais ser igual a zero. O teste de Hausman avalia a diferença entre os coeficientes estimados. Como a consistência das estimações obtidas por MQG depende da hipótese de que $E(m \setminus x) = 0$ e as estimações por MQDV não, uma diferença significativa nas duas estimações é um indício de que a hipótese de ortogonalidade é violada.

Um segundo passo na busca de uma melhor especificação é testar a possibilidade de haver algum tipo de dependência espacial nas duas formas apresentadas. Florax, Folmer e Rey (2003) sugerem a utilização do procedimento tradicional. Cabe ressaltar que se os modelos completos (com dependência espacial) e os modelos restritos (sem dependência espacial) forem estimados é possível realizar um teste de razão de verossimilhança (LR) para testar a presença de dependência espacial, assim um roteiro para a estimação de modelos econométricos espaciais seria o seguinte:

1. Estimar o modelo inicial por MQO ou MQG⁴;
2. Testar a hipótese de não dependência usando um teste LR para erro e *lag*;
3. Se ambos são não significantes, utilizar a especificação do passo 1, caso contrário, prosseguir para o passo 4.
4. Estimar o modelo com o *lag* espacial e verificar a existência de dependência espacial nos resíduos do modelo através de um teste de multiplicador de Lagrange (LM). Se não for significativo, utilizar esta especificação, caso contrário, estimar um modelo com erro espacial.

⁴ Na prática utiliza-se FMQG uma vez que a variância é desconhecida.

Por fim, a escolha da metodologia de estimação do modelo escolhido nos procedimentos anteriores depende da forma como os resíduos são distribuídos. Assim, recomenda-se testar a normalidade dos resíduos dos modelos estimados. Pode-se utilizar os conhecidos testes de Jarque-Bera ou Shapiro-Francia. No caso de normalidade dos resíduos, os modelos podem ser estimados por MV, tal como sugere Elhorst (2003). Caso contrário, algum procedimento alternativo deve ser implementado. Pode-se utilizar estimações por mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) ou pelo método generalizado dos momentos (GMM), tal como sugerem Kalejian e Robinson (1993).

No presente artigo, anteriormente a estes procedimentos descritos buscou-se a melhor forma funcional para a estimação das elasticidades. Este procedimento é sempre um desafio para o pesquisador devido a grande possibilidade de se cometer algum viés na especificação do modelo. Entretanto, os tradicionais critérios de informação (de Akaike e Schwarz) e a verossimilhança dos modelos podem ser utilizados sempre que os modelos forem aninhados. É claro que é sempre será desejável que o modelo escolhido possua algum fundamento teórico que justifique a escolha.

Para estimar as elasticidades renda e concentração da pobreza dos municípios do Nordeste brasileiro foram testados basicamente três grupos de modelos. O primeiro grupo incluiu somente as variáveis independentes em nível, o segundo grupo acrescentou as variáveis na forma quadrática e, o terceiro grupo, acrescentou os termos cruzados. Em cada grupo foram testadas formas que excluía as variáveis que não apresentavam significância. O critério básico de escolha foi a forma funcional com a maior verossimilhança e menores critérios de informação. Seguindo estes critérios, o modelo com o melhor desempenho obtido foi por um modelo completo do segundo grupo para as duas linhas de pobreza estudadas. Isto significa dizer que os modelos estimados incluem as variáveis independentes tanto em nível quanto em suas formas quadráticas, ou seja, estimasse o seguinte modelo econométrico⁵:

$$P_{it} = m_i + b_1 W_{it} + b_2 G_{it} + b_3 T_{it} + b_4 O_{it} + b_5 (W_{it})^2 + b_6 (G_{it})^2 + b_7 (T_{it})^2 + b_8 (O_{it})^2 + e_{it} \quad (5)$$

Onde a incidência de pobreza é representada por (P), a renda familiar advinda do trabalho per capita por (W), as transferências governamentais per capita por (T), as rendas advindas de outras fontes que não as duas anteriores por (O) e o índice de concentração de renda de Gini por (G). Estas foram utilizadas em logaritmos em todos os modelos estimados.

Um modelo que apresenta termos quadráticos apresenta algumas vantagens. Em primeiro lugar, permite testar a existência de não linearidades no modelo e, em segundo lugar, ajuda a capturar uma heterogeneidade existente, pois possibilita estimar as elasticidades para cada município em cada ponto no tempo. Esta flexibilidade do modelo permite avaliar a existência de algum efeito externo originado em municípios vizinhos ou por alguma variável excluída do modelo, ou seja, permite analisar regionalmente os efeitos externos. Utilizando este modelo, as elasticidades da renda e da concentração de renda para cada município i no tempo t serão respectivamente:

$$\begin{aligned} E_{W_{it}} &= b_1 + 2 b_5 \log W_{it} \\ E_{G_{it}} &= b_2 + 2 b_6 \log G_{it} \\ E_{T_{it}} &= b_3 + 2 b_7 \log T_{it} \\ E_{O_{it}} &= b_4 + 2 b_8 \log O_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

⁵ Cabe lembrar que termos referentes à dependência espacial podem ser acrescentados a este modelo.

A próxima seção investiga a existência de dependência espacial na incidência de pobreza dos municípios e estima estas elasticidades a partir de (5) e (6) para os municípios do Nordeste brasileiro na década de noventa.

3. Uma aplicação para os municípios do Nordeste brasileiro

Para estimar o modelo representado pela equação (5), utilizaram-se as variáveis referentes à incidência de pobreza (P_0), a renda familiar advinda do trabalho per capita (W), as transferências governamentais per capita (T), as rendas advindas de outras fontes que não as duas anteriores por (O), e o índice de concentração de renda de Gini (G) para os municípios da região Nordeste do Brasil. Os dados utilizados no artigo são fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatístico (IBGE) através dos censos demográficos de 1991 e 2000. Estes foram atualizados monetariamente para valores em reais de 2000. As linhas de pobreza estabelecidas são de pessoas com renda per capita inferior a R\$ 75,50 (P_0^1) e R\$ 37,75 (P_0^2), que eram a metade de um salário mínimo no ano de 2000 e um quarto de um salário mínimo, respectivamente. A homogeneização dos municípios segue a construção feita pelo Atlas do Desenvolvimento Humano publicado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), que a partir dos censos demográficos de 1991 e 2000 apresentam uma divisão política da região nordeste do Brasil com 1787 municípios.

3.1. Uma análise exploratória da dependência espacial

O primeiro passo para a estimação de qualquer modelo espacial é a verificação da existência de alguma relação espacial entre variáveis. Segundo Anselin e Bera (1998) a dependência ou autocorrelação espacial é simplesmente a coincidência de valores semelhantes em locais semelhantes.

A figura 1 mostra que a região como um todo apresenta grande parte de sua população abaixo das linhas de pobreza propostas. Entretanto, a situação é mais grave na região sertaneja, que é dividida pelo Vale do Rio São Francisco. Há uma alta incidência de pobreza no Sertão Setentrional, ao sul do vale, e no Sertão Meridional, ao norte do vale. A região litorânea apresenta uma menor incidência de pobreza em uma faixa territorial que se estende do sul da Bahia até ao município de Fortaleza, capital do Estado do Ceará. Em ambos os casos há uma forte presença de valores semelhantes em localidades próximas, o que permite suscitar a possibilidade de haver algum tipo de dependência, pois esta apresenta algumas manchas de cores semelhantes em vários pontos da região no período estudado.

Apesar da observação da figura 1 permitir identificar alguns valores semelhantes, entretanto, a maneira mais correta de identificar a dependência espacial é através de testes estatísticos. O teste mais comum é a estatística I de Moran, esta é dada por:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n n_{ij} X_i X_j}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \quad (7)$$

onde n representa o número de municípios, n_{ij} representa os elementos da matriz de pesos espaciais e x_i e x_j são os valores da variável analisada em desvios da média. O problema é que este teste é altamente influenciado pela matriz de pesos espaciais escolhida. Mas, qual matriz deve ser escolhida? Um critério razoável é a escolha de uma matriz com o I de Moran mais

significativo. No caso do presente artigo, uma matriz do tipo “rainha” que considera todas as ordens de contigüidade foi a matriz que apresentou o melhor desempenho seguindo este critério.

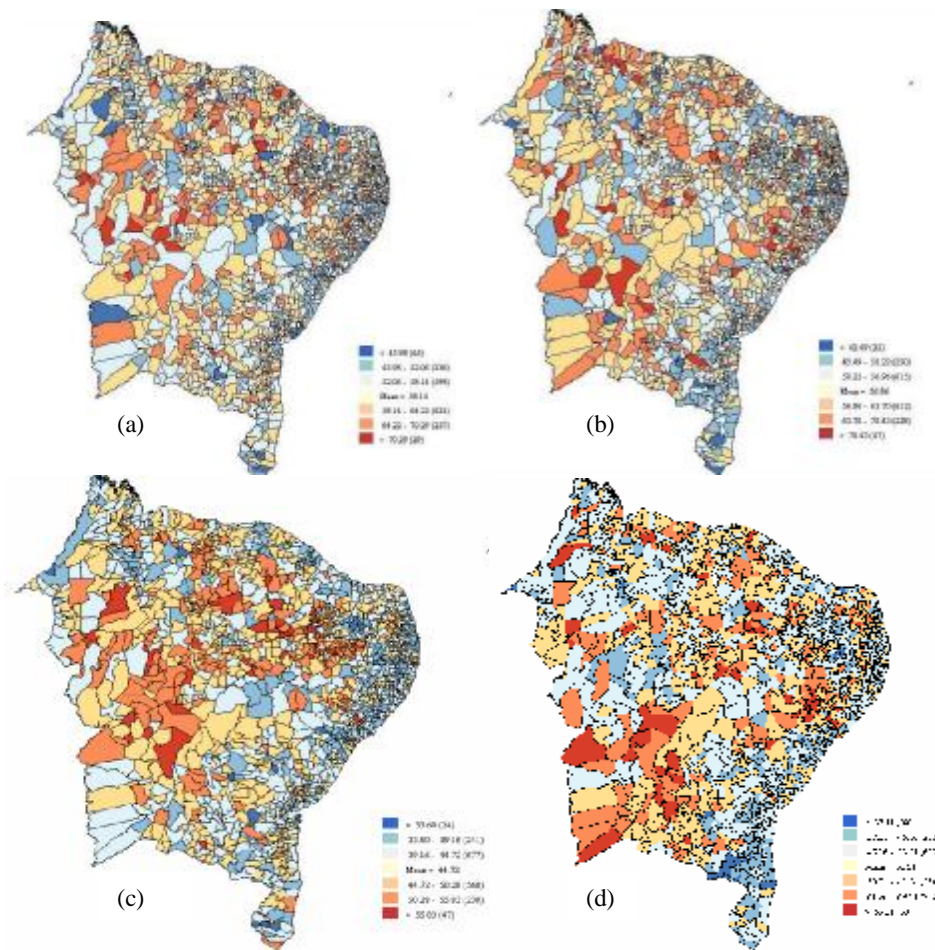


Figura 1. Intensidade da pobreza (P_0^1) e (P_0^2) por ano e município. (a) Intensidade de (P_0^1) em 1991. (b) Intensidade de (P_0^1) em 2000. (c) Intensidade de (P_0^2) em 1991. (d) Intensidade de (P_0^2) em 2000.

A estatística I de Moran permite a decomposição das relações espaciais em quatro quadrantes. No primeiro quadrante encontram-se os municípios com alta incidência de pobreza e que possuem alta incidência de pobreza na vizinhança. No terceiro quadrante encontram-se os municípios com baixa incidência de pobreza e baixa incidência de pobreza na vizinhança. Nestes dois quadrantes tem-se o que se chama dependência espacial. Por outro lado, no segundo e quarto quadrantes têm-se alta incidência de pobreza com baixa incidência de pobreza na vizinhança e baixa incidência de pobreza com alta incidência de pobreza na vizinhança e, portanto, existe uma independência espacial. Anselin (1995) sugere a utilização de Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA) para identificar e explorar a dependência espacial quando esta não é muito conhecida. Uma maneira para realizar esta tarefa é a colocação dos quadrantes do I de Moran em um mapa para uma melhor visualização⁶. Estes mapas são apresentados na figura 2.

⁶ Valores significativos obtidos através de 99 permutações.

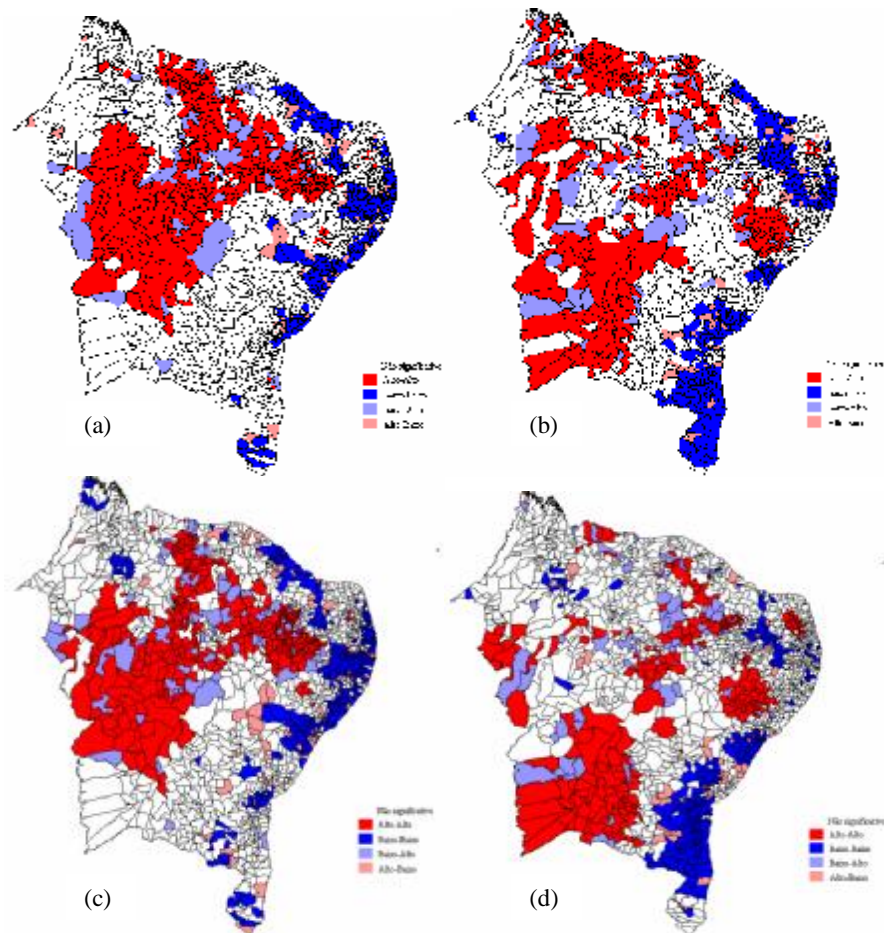


Figura 2. Aglomerações de pobreza por ano e município. (a) (P_0^1) em 1991. (b) (P_0^1) em 2000. (c) (P_0^2) em 1991. (d) (P_0^2) em 2000.

A figura 2 mostra uma presença de valores do primeiro quadrante do I de Moran (alta incidência de pobreza com alta incidência de pobreza na vizinhança) no oeste da região Nordeste. Esta área não inclui somente a região sertaneja, mas inclui também o litoral Norte a partir do município de Fortaleza. Inclui, portanto, as regiões do Cerrado, do Vale do Rio Parnaíba e a região Pré-amazônica, no Maranhão. Os valores do terceiro quadrante do I de Moran (baixa incidência de pobreza com baixa incidência de pobreza na vizinhança) encontram-se basicamente na região litorânea. Exceção deve ser feita ao interior dos Estados de Alagoas, Pernambuco, Paraíba e Rio Grande do Norte, que também apresentam alguns focos de alta incidência de pobreza, apesar de possuírem baixa pobreza vizinhança.

3.2. Resultados

Identificada a presença de dependência espacial na incidência de pobreza dos municípios nordestinos, qualquer modelo econométrico estimado que utilize a pobreza como variável dependente deve testar a possibilidade desta dependência existir também nos resíduos do modelo econométrico a ser estimado. Seguindo os passos descritos na seção anterior são realizados vários testes com a finalidade de encontrar a escolha da melhor especificação possível e escolher o procedimento de estimação mais adequado. Os resultados dos testes e do modelo econométrico são apresentados na tabela 1.

Tabela 1. Resultados das estimações e dos testes para o modelo econométrico para (P_0^1) .

Variáveis Independentes	Variável dependente: Log de (P_0^1)						
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)
Gini	0.6199 (12.13)	0.6490 (11.40)	0.6347 (13.21)	0.5923 (14.05)	0.5716 (13.48)	0.5675 (10.07)	0.5931 (6.78)
Renda	0.0523 (2.54)	0.2689 (7.06)	0.1005 (4.66)	0.2477 (9.22)	0.2479 (9.38)	0.2462 (6.64)	0.2607 (2.76)
Transf. Gov	-0.1435 (-16.63)	-0.1122 (-11.80)	-0.1370 (-16.96)	-0.1177 (-16.45)	-0.1021 (-15.21)	-0.1024 (-10.97)	-0.1033 (-12.24)
Outras	-0.0369 (-10.59)	-0.0419 (-10.91)	-0.0380 (-11.66)	-0.0431 (-15.69)	-0.0434 (-16.41)	-0.0436 (-11.68)	-0.0433 (-11.66)
Gini ²	0.0386* (0.95)	0.0984 (2.22)	0.0610* (1.60)	0.0603 (1.83)	0.0615 (1.86)	0.0594 (1.73)	0.0767 (1.76)
Renda ²	-0.0356 (-13.44)	-0.0601 (-11.52)	-0.0410 (-14.75)	-0.0568 (-15.42)	-0.0562 (-15.49)	-0.0561 (-11.01)	-0.0582 (-4.47)
Transf ²	0.0216 (11.45)	0.0087 (4.16)	0.0188 (10.54)	0.0107 (6.75)	0.0084 (5.68)	0.0085 (4.19)	0.0087 (4.60)
Outros ²	0.0000* (-0.02)	0.0057 (5.46)	0.0012 (1.35)	0.0057 (7.60)	0.0061 (8.57)	0.0062 (6.11)	0.0060 (5.67)
Constante	5.0194 (129.20)	4.5320 (66.65)	4.9131 (119.63)				
Rho					0.1759 (13.28)	0.1968 (7.26)	0.1943 (7.19)
Lambda				0.24699 (0.00)			
Log da verossimilhança	6100.66	8136.01	6186.41	8185.30	8220.80	8235.11	8234.22
AIC	-12183.3	-16254.0	-12350.8	-16352.6	-16423.6	-16452.2	-16450.4
BIC	-12127.6	-16198.3	-12282.8	-16370.6	-16441.6	-16396.5	-16394.8
Corr. Can. Anderson						1458.42	
Kleibergen-Paap							492.32
Sargan						2.95 (0.3996)	
J de Hansen							3.064 (0.3819)
Breuch-Pagan ($\chi^2(1)$)			143.73 (0.000)				
Hausman ($\chi^2(8)$)		278.73 (0.000)					
LR (erro e lag)				30.495 (0.000)	75.395 (0.000)	87.294 (0.000)	86.703 (0.000)
LM (erro)					25.868 (0.000)	0.0174 (0.894)	0.0142 (0.905)
Shapiro Francia	5.746 (0.000)	5.484 (0.000)	5.368 (0.000)	5.441 (0.000)	5.458 (0.000)		
Método de estimação	MQO	MQO	MV	MV	MV	MQ2E	GMM
Efeito	-	Fixo	Aleatório	Fixo	Fixo	Fixo	Fixo
Dependência espacial	-	-	-	Erro	Lag	Lag	Lag

Notas: Modelo com estatística t entre parênteses. Testes com p-valor entre parênteses. * Não significativo a 5%.

Inicialmente o teste LM de Breuch-Pagan mostra que a hipótese nula deve ser rejeitada e, portanto, a variância de μ_i não é constante e a estimação de um modelo *pooled* por MQO não é adequada. O teste de Hausman mostra que existem diferenças significativas entre

os estimadores de efeitos fixos e aleatórios, o que é um indício de que não há ortogonalidade entre as variáveis independentes e os resíduos do modelo estimado. Sendo assim, um modelo que considere efeitos fixos é mais adequado. Os testes LR mostram que a hipótese de dependência espacial não pode ser rejeitada em nenhum dos modelos estimados. Os testes LM para averiguar a existência de dependência nos os resíduos de um modelo com *lag* espacial indicam que a estimação por MV não é capaz de eliminar esta dependência, enquanto os modelos estimados por GMM e MQ2E são. Por sua vez os testes de Shapiro-Francia rejeitam a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Desta forma, os modelos 6 e 7 são mais adequados, pois são consistentes mesmo sob resíduos não normais. A escolha de qual dos dois modelos é o mais adequado fica dependente da verossimilhança e dos critérios de informação. Vale ressaltar que ambos geram estimadores consistentes e, portanto, a escolha baseia-se em um critério de melhor ajuste.

A tabela 1 mostra que o modelo 6 possui uma maior verossimilhança e menores critérios de informação. Desta forma, os resultados a serem discutidos são os obtidos neste modelo. Este é um modelo de painel com efeitos fixos e *lag* espacial estimado por variáveis instrumentais. Como pode ser visto na tabela 1, este modelo apresenta altos valores para o teste de subidentificação baseado nas correlações canônicas de Anderson e baixos valores para o teste de sobreidentificação de Sargan. Portanto, os instrumentos utilizados são de boa qualidade. Vale ressaltar que estes testes são fundamentais para qualquer modelo estimado por variáveis instrumentais, entretanto o que se verifica na literatura que aplica o procedimento proposto⁷ por Kalejian e Robinson (1993) é de ignorar estes testes, o que compromete bastante a qualidade dos resultados obtidos.

O mesmo procedimento é executado para a estimação das elasticidades de (P_0^2) . Os resultados são semelhantes em termos de especificação do modelo. A diferença está no teste LM para a presença de dependência espacial nos resíduos do modelo com *lag* espacial, que quando estimado por MV também corrige o problema. Entretanto, os resultados dos testes de normalidade mostram que a estimação por MV não é adequada.

Assim como no modelo para (P_0^1) , o modelo para (P_0^2) inclui efeitos fixos e um *lag* espacial e pode ser estimado tanto por MQ2E ou por GMM. A tabela 2 mostra que o modelo 7 apresenta maior verossimilhança e menores critérios de informação. Os resultados são difíceis de ser interpretados na forma que estão na tabela, porém pode-se observar que neste modelo o termo quadrático da desigualdade não é significativo. Isto implica que a elasticidades concentração não irão variar entre os municípios. Além disso, vale lembrar que a utilização de um modelo com *lag* espacial implica que os demais parâmetros estimados são na verdade multiplicadores espaciais, ou seja, os parâmetros estimados consideram também os efeitos da vizinhança. No caso do presente artigo, isto significa dizer que os parâmetros estimados que permitem o cálculo das elasticidade renda da pobreza consideram, por exemplo, não só o impacto o crescimento da renda média do município, mas também o crescimento da renda média dos municípios vizinhos.

Desta forma, uma das contribuições do artigo é mostrar que uma mudança na renda de um município é capaz de alterar a incidência da pobreza na sua vizinhança. Este resultado não é novidade na literatura de economia regional, que há muito tempo destaca a importância das desigualdades regionais na explicação da pobreza da região. Isto implica que políticas de combate à pobreza, seja por crescimento da renda, transferência de renda ou por redução da concentração da renda, devem possuir uma abrangência regional.

⁷ Utilizar as variáveis independentes da vizinhança na construção do instrumento.

Tabela 2. Resultados do modelo econométrico para (P_0^2) .

Variáveis Independentes	Variável dependente: Log de (P_0^2) .						
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)
Gini	0.1725* (0.86)	0.4643 (4.60)	0.4691 (4.48)	0.4661 (6.18)	0.4872 (6.63)	0.4727 (4.72)	0.4732 (3.67)
Renda	0.9392 (11.68)	0.6491 (11.18)	0.4768 (6.81)	0.4535 (9.21)	0.4563 (9.33)	0.3993 (5.92)	0.4029 (4.16)
Transf. Gov	-0.2919 (-8.66)	-0.2501 (-14.84)	-0.2438 (-13.95)	-0.2372 (-17.99)	-0.2375 (-19.51)	-0.2072 (-12.13)	-0.2087 (-11.15)
Outras	-0.0728 (-5.35)	-0.0682 (-10.01)	-0.0652 (-9.23)	-0.0629 (-12.44)	-0.0639 (-13.01)	-0.0648 (-9.60)	-0.0647 (-9.22)
Gini ²	-0.5869 (-3.69)	-0.2310 (-2.93)	-0.1907 (-2.34)	-0.1801 (-3.05)	-0.1587 (-2.77)	-0.1212* (-1.55)	-0.1223* (-1.18)
Renda ²	-0.1645 (-15.92)	-0.1252 (-16.17)	-0.1010 (-10.54)	-0.0979 (-14.50)	-0.0970 (-14.50)	-0.0857 (-9.22)	-0.0862 (-6.34)
Transf ²	0.0701 (9.51)	0.0567 (15.31)	0.0537 (13.96)	0.0527 (18.19)	0.0503 (18.95)	0.0386 (9.75)	0.0389 (8.95)
Outros ²	0.0224 (6.26)	0.0254 (13.87)	0.0262 (13.74)	0.0252 (18.42)	0.0247 (18.75)	0.0220 (11.82)	0.0220 (10.34)
Constante	3.3488 (22.07)	3.8712 (36.18)	4.1526 (33.24)				
Rho					0.1040 (9.00)	0.4086 (10.56)	0.4050 (8.31)
Lambda				0.2223 (10.13)			
Log da verossimilhança	1231.769	2404.82	5961.34	6008.5	6005.2	6109.88	6110.68
AIC	-2445.54	-4787.64	-11904.7	-11999.0	-11992.4	-12201.8	-12203.4
BIC	-2389.90	-4719.64	-11849.0	-12017.0	-12010.4	-12146.1	-12147.7
Corr. Can. Anderson						792.23	
Kleibergen-Paap							385.56
Sargan						0.280 (0.5943)	
J de Hansen							0.295 (0.5868)
BP ($\chi^2(1)$)	1272.94 (0.000)						
Hausman ($\chi^2(8)$)	62.29 (0.000)						
LR (erro e lag)				31.926 (0.000)	40.625 (0.000)	94.81 (0.000)	96.61 (0.000)
LM erro					0.1921 (0.6611)	0.0373 (0.9513)	0.0017 (0.9666)
Shapiro-Francia	6.186 (0.000)	3.908 (0.000)	3.888 (0.000)	4.048 (0.000)	3.943 (0.000)		
Método de estimação	MQO	MQO	MV	MV	MV	MQ2E	GMM
Efeito	-	Fixo	Aleatório	Fixo	Fixo	Fixo	Fixo
Dependência espacial	-	-	-	Erro	Lag	Lag	Lag

Notas: Modelo com estatística t entre parênteses. Testes com p-valor entre parênteses. * Não significativo a 5%.

Os resultados apresentados para a equação (5) nas tabelas 1 e 2 mostram a existência de não-linearidades no impacto do crescimento econômico e da concentração da renda na

pobreza. Isto dificulta a interpretação de seus resultados, para que estes possam ser interpretados é necessário calcular as elasticidades renda e concentração com relação à pobreza através de (6). São calculadas as elasticidades para todos os municípios da região Nordeste do Brasil nos dois períodos. A figura 3 mostra apenas as elasticidades calculadas para (P_0^1) no ano de 2000.

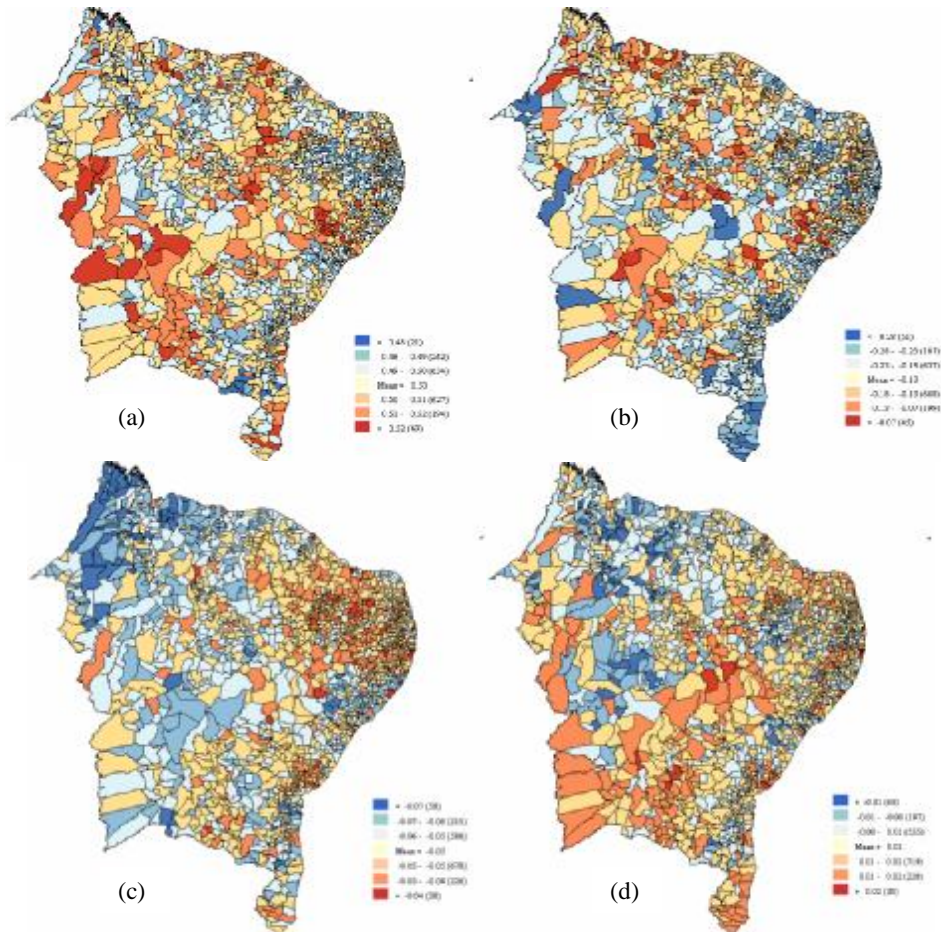


Figura 3. Distribuição espacial das elasticidades com relação à pobreza (P_0^1) em 2000. (a) Elasticidades concentração. (b) Elasticidades renda do trabalho. (c) Elasticidades transferência. (d) Elasticidades renda de outras fontes.

A figura 3 permite observar que as elasticidades renda e concentração com relação à pobreza apresentam uma grande variabilidade entre os municípios nordestinos. Isto permite concluir que estimações das mesmas pela média estadual podem levar a resultados que não refletem a situação da maior parte dos municípios do Estado. Além disso, também é possível observar elasticidades semelhantes em locais próximos. Este possível efeito da vizinhança é testado através da estatística I de Moran⁸. Os resultados obtidos através do teste mostram que há também uma dependência espacial nas elasticidades. Este resultado implica que políticas de combate à pobreza tendem a ter efeitos semelhantes em municípios vizinhos, o que

⁸ No apêndice são apresentados os testes de dependência espacial nas elasticidades calculadas.

corroborar com o argumento de que as políticas de combate à pobreza⁹ passam pela redução de desigualdades regionais (não necessariamente a partir da divisão política estadual).

Outra observação pertinente à figura 3 é de que as elasticidades renda média dos municípios do Nordeste apresentaram um valor médio de -0,18 e as elasticidades transferência um valor médio de -0,05. As elasticidades concentração são bastante superiores com média de 0,50. Isto significa que a redução da desigualdade de renda é mais eficiente na redução da pobreza na região. Aliás, as elasticidades concentração em relação à pobreza são, em geral, mais altas do que as elasticidades renda com relação à pobreza. Uma vez que este resultado também é encontrado em outros trabalhos, tais como Barros e Mendonça (1997), Marinho e Soares (2003) e Hoffman (2005). Este resultado reafirma a alta capacidade da redução da desigualdade de renda tem no caso brasileiro e nordestino de reduzir a pobreza. Assim, políticas que objetivem esta redução são muito recomendáveis devido a sua eficiência demonstrada. Kakwani (1993), pág. 133, comenta:

“...a greater emphasis should be placed on the growth oriented policies which at least maintain the income share of the poor... if the income inequality deteriorates during the course of a country's economic growth, the poverty may even increase because the poverty measures are considerably more elastic for changes in inequality...”

A grande heterogeneidade de elasticidades apresentada na figura 3 não permite que se faça uma análise pormenorizada da situação de cada microrregião ou município, entretanto uma das contribuições do artigo é reafirmar que municípios e microrregiões distintas podem ter situações muito distintas no que se refere à efetividade de políticas de redução da pobreza. A tabela 3 apresenta os municípios com as maiores e menores elasticidades. Esta permite tecer alguns comentários a respeito da situação de alguns municípios.

Inicialmente, é possível observar que os municípios com as maiores elasticidades renda com relação à pobreza nos dois períodos são praticamente todos capitais de seus Estados ou são municípios muito importantes em seus Estados. Um aumento de 10% na renda média em Recife, por exemplo, reduziria a sua incidência de pobreza em 3,7%. Este resultado é esperado porque municípios mais ricos tendem a ter elasticidades renda mais altas, assim como, municípios mais pobres tendem a ter elasticidades renda mais baixas. A razão para este resultado é bastante intuitiva, pois não é difícil imaginar que seja necessário um crescimento considerável da renda média para reduzir a pobreza em um município em que quase toda a sua população esta abaixo da linha de pobreza. Este é o caso de Manari localizado também no Estado de Pernambuco, na divisa com Estado de Alagoas, em que um aumento de 10% de sua renda média reduziria a pobreza em 0,05% e de outros municípios que se localizam nas regiões sertanejas, as mais pobres da região Nordeste.

A tabela 3 mostra que as altas elasticidades concentração com relação à pobreza são mais distribuídas espacialmente, mas há uma concentração de altas elasticidades ao sul de Salvador, na Bahia, nos sertões cearense e pernambucano. Locais com altas elasticidades concentração, em geral, apresentam altos índices de desigualdade. Isto significa que no caso de haver um crescimento econômico este em pouco beneficiará os mais pobres dada a estrutura de distribuição de renda do município.

O raciocínio contrário serve para municípios com baixa desigualdade, neste caso o crescimento econômico é suficiente para reduzir a pobreza, entretanto deve-se ressaltar que

⁹ Cabe ressaltar que os três tipos de políticas para a redução da pobreza, a dizer, crescimento econômico, redução da desigualdade de renda e aumento das transferências governamentais, possuem custos e tempo de execução diferentes, cabendo então, ao gestor de políticas públicas avaliar quais são as alternativas mais convenientes em cada situação.

uma mudança na renda pode alterar também a forma como ela se distribui. Esta é a idéia básica da conhecida “Curva de Kuznetz”. Segundo Kuznetz (1955) a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico tem a forma de U invertido. Segundo o autor, nos estágios iniciais de desenvolvimento a desigualdade tende a aumentar com o processo de urbanização e industrialização, mas a desigualdade tenderia a se reduzir na medida em que grande parte da população viesse a partilhar do desenvolvimento econômico.

Como muitos municípios do Nordeste a priori estariam no primeiro estágio, portanto, não há garantias de que o aumento da renda gere uma redução da pobreza, dado o crescimento esperado da desigualdade de renda. Estes podem ser os casos dos municípios Maranhenses que apresentam altas elasticidades com respeito às transferências governamentais.

Tabela 3. Maiores e menores elasticidades por município no ano de 2000.

	Município (UF)	E_w	Município (UF)	E_G
Maiores	Fernando de Noronha (PE)	-0.4445	Formosa do Rio Preto (BA)	0.5409
	Recife (PE)	-0.3754	Trindade (PE)	0.5395
	Aracaju (SE)	-0.3648	São Bento do Una (PE)	0.5380
	Natal (RN)	-0.3629	Piranhas (AL)	0.5333
	João Pessoa (PB)	-0.3629	Santa Cruz (PE)	0.5333
	Salvador (BA)	-0.3623	Paramirim (BA)	0.5333
	Lauro de Freitas (BA)	-0.3590	Buritirama (BA)	0.5333
	Fortaleza (CE)	-0.3568	Ouricuri (PE)	0.5317
Menores	Manari (PE)	-0.0005	Barra do Choça (BA)	0.4461
	Buritirama (BA)	-0.0009	Itambé (BA)	0.4644
	Venha-Ver (RN)	-0.0191	Bonito (BA)	0.4699
	Traipu (AL)	-0.0381	Santa Luzia (BA)	0.4726
	Poço das Trincheiras (AL)	-0.0399	Encruzilhada (BA)	0.4726
	Senador Rui Palmeira (AL)	-0.0413	São Domingos (BA)	0.4726
	Carnaubeira da Penha (PE)	-0.0419	Ribeirão do Largo (BA)	0.4726
	São José da Tapera (AL)	-0.0429	Cândido Mendes (MA)	0.4726
	Município (UF)	E_T	Município (UF)	E_O
Maiores	Centro do Guilherme (MA)	-0.0868	Pirapemas (MA)	-0.0251
	Centro Novo do Maranhão (MA)	-0.0801	Nina Rodrigues (MA)	-0.0227
	São João do Carú (MA)	-0.0788	Santa Luz (PI)	-0.0222
	Presidente Juscelino (MA)	-0.0771	Cantanhede (MA)	-0.0212
	Marajá do Sena (MA)	-0.0769	Matões do Norte (MA)	-0.0201
	Conceição do Lago-Açu (MA)	-0.0762	Vargem Grande (MA)	-0.0189
	Maranhãozinho (MA)	-0.0756	Governador Luiz Rocha (MA)	-0.0178
	Brejo de Areia (MA)	-0.0755	Miguel Alves (PI)	-0.0173
Menores	Recife (PE)	-0.0287	Lauro de Freitas (BA)	0.0290
	Aracaju (SE)	-0.0318	Salvador (BA)	0.0272
	Natal (RN)	-0.0326	Recife (PE)	0.0265
	João Pessoa (PB)	-0.0329	Aracaju (SE)	0.0253
	Cabedelo (PB)	-0.0333	Maceió (AL)	0.0245
	Olinda (PE)	-0.0353	Santa Maria da Boa Vista (PE)	0.0239
	Salvador (BA)	-0.0358	Fernando de Noronha (PE)	0.0234
	Maceió (AL)	-0.0373	Natal (RN)	0.0233

Do ponto de vista teórico, o crescimento da renda e a redução da desigualdade da renda podem ser interpretados como duas forças capazes de reduzir a pobreza. Entretanto, estas forças podem em alguns casos atuar em uma mesma direção aumentando ou reduzindo a pobreza ou em outros casos podem atuar em direções contrárias e que aquela com maior intensidade define o resultado final sobre a pobreza. Silveira Neto (2005) mostra que houve

uma redução na pobreza no nordeste brasileiro na década de noventa. O percentual de pobres caiu de 67,1% em 1991 para 56,7% em 2000. O resultado esta longe de uma situação no mínimo razoável, mas certamente houve uma evolução. Mas, o que mais contribuiu para esta redução? Teria sido o aumento da renda ou teria sido a redução da desigualdade? A próxima seção avalia estes aspectos e ainda faz uma análise espacial do crescimento pró-pobre na região.

4. Redução da pobreza e crescimento pró-pobre na década de noventa

Para identificar a contribuição do crescimento da renda e da redução da concentração da renda na redução da pobreza utilizam-se as elasticidades médias estimadas para cada município e multiplica-se pelas suas variações de renda e desigualdade de renda no período. Os resultados¹⁰ são apresentados na figura 4.

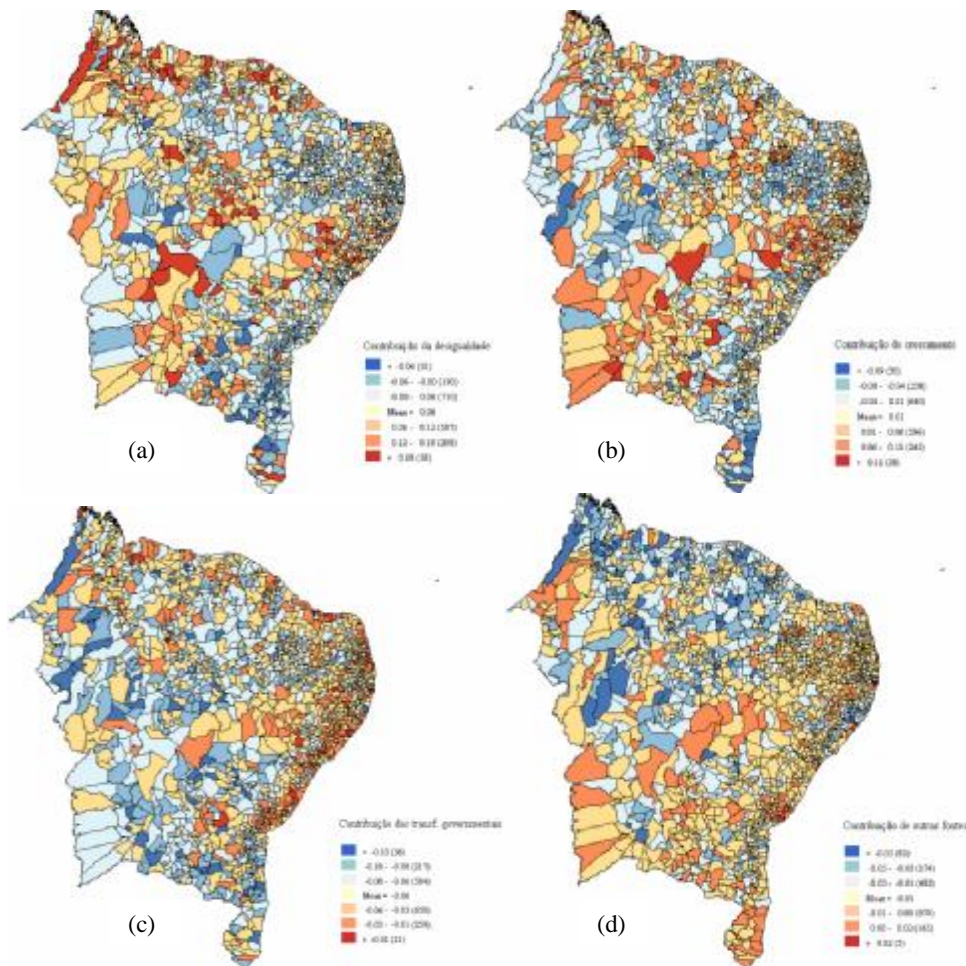


Figura 4. Contribuição na redução (aumento) da pobreza por município no período. (a) Desigualdade de renda. (b) Crescimento econômico. (c) Transferências governamentais. (d) Outras fontes de renda.

A partir dos cálculos feitos, é possível observar que o crescimento econômico ajudou na redução da pobreza de 775 municípios, mas a redução da renda prejudicou a redução da

¹⁰ Cabe salientar que os resultados mostrados na figura 4 são baseados em estimações.

pobreza nos outros 1012 municípios. A redução da desigualdade ajudou somente 224 municípios, enquanto 1563 municípios tiveram um aumento da pobreza devido ao aumento da desigualdade. Para saber quantos municípios reduziram a pobreza no período deve-se avaliar o resultado deste jogo de forças. A tabela 4 mostra as maiores e menores contribuições para a redução da pobreza nos municípios nordestinos na década de noventa.

Tabela 4. Maiores e menores contribuições para a redução da pobreza no período.

Município (UF)	Contribuição da desigualdade de renda	Município (UF)	Contribuição do crescimento econômico
Barra do Choça (BA)	-0.1626	Fernando de Noronha (PE)	-0.3207
Gonçalves Dias (MA)	-0.1511	Cabedelo (PB)	-0.2309
Boa Vista do Tupim (BA)	-0.1439	Caravelas (BA)	-0.1960
Ibicuí (BA)	-0.1316	Mutuípe (BA)	-0.1824
Aurora (CE)	-0.1217	Balsas (MA)	-0.1758
Guaratinga (BA)	-0.1171	Ibicoara (BA)	-0.1630
Barreiros (PE)	-0.1102	Itaueira (PI)	-0.1468
Brumado (BA)	-0.0955	Parnamirim (RN)	-0.1463
Chã Grande (PE)	-0.0944	Prado (BA)	-0.1406
Satubinha (MA)	0.2226	Olho d'Água do Casado (AL)	0.1342
Santana do Acaraú (CE)	0.2266	Godofredo Viana (MA)	0.1361
Nova Olinda do Maranhão (MA)	0.2279	Saloá (PE)	0.1377
Acauã (PI)	0.2298	Catarina (CE)	0.1458
Monteirópolis (AL)	0.2321	Cansanção (BA)	0.1509
São Benedito do Rio Preto (MA)	0.2376	Mirante (BA)	0.1624
São Gabriel (BA)	0.2394	Cumaru (PE)	0.1782
São João da Fronteira (PI)	0.2418	Coribe (BA)	0.1792
Buritirama (BA)	0.2465	Gentio do Ouro (BA)	0.2073
Município (UF)	Contribuição das transferências governamentais	Município (UF)	Contribuição de outras fontes de renda
Fernando de Noronha (PE)	-0.1476	Viçosa (RN)	-0.1156
São Gabriel (BA)	-0.1475	Taquarana (AL)	-0.1049
Umburanas (BA)	-0.1357	Quiterianópolis (CE)	-0.0927
São José da Vitória (BA)	-0.1266	Umburanas (BA)	-0.0887
Serra do Ramalho (BA)	-0.1239	Centro do Guilherme (MA)	-0.0870
Arataca (BA)	-0.1226	Flexeiras (AL)	-0.0850
Pau Brasil (BA)	-0.1219	Barroquinha (CE)	-0.0839
Una (BA)	-0.1213	Baixa Grande do Ribeiro (PI)	-0.0792
Santa Filomena (PE)	-0.1204	Timbiras (MA)	-0.0779
Carutapera (MA)	-0.0101	Olinda (PE)	0.0136
Coqueiro Seco (AL)	-0.0082	João Pessoa (PB)	0.0139
Boa Vista do Tupim (BA)	-0.0077	Fernando de Noronha (PE)	0.0143
Igreja Nova (AL)	-0.0076	Santa Maria da Boa Vista (PE)	0.0151
Poço Redondo (SE)	-0.0066	Natal (RN)	0.0160
Piranhas (AL)	-0.0063	Maceió (AL)	0.0172
Eusébio (CE)	-0.0060	Aracaju (SE)	0.0187
Santa Luzia do Norte (AL)	0.0003	Salvador (BA)	0.0190
Morros (MA)	0.0009	Recife (PE)	0.0191

A forma de como o jogo de forças atua pode ser ilustrado pelo município de Prado, localizado no litoral sul da Bahia, em que o crescimento da renda contribuiu para reduzir em cerca de 24% a pobreza no município, 14% devido ao crescimento econômico e 10% devido a

transferências governamentais, mas o aumento da desigualdade aumentou a pobreza em 16 %. O resultado líquido é negativo, ou seja, houve uma efetiva redução da pobreza, mas o município pode ser um exemplo de como a desigualdade pode atrapalhar o crescimento dito pró-pobre. Aliás, um outro resultado interessante é a observação de vários municípios que praticamente não tiveram crescimento econômico e o crescimento da renda adveio quase exclusivamente das transferências governamentais.

Cerca de 500 municípios da região tiveram uma contribuição na redução da pobreza do crescimento econômico inferior a 5% e as transferências de renda representavam mais de 50% do impacto negativo da renda na pobreza. O aspecto interessante é que em muitos deles o impacto negativo foi superado pelo impacto positivo da desigualdade de renda na pobreza. Possibilidade esta que já havia sido comentada na seção anterior. Um exemplo que se enquadra nesta situação é o município de Santa Rosa do Piauí. Neste município o crescimento econômico praticamente não contribuiu para a redução da pobreza no município, contribuiu com cerca de 0,2%, as transferências governamentais contribuíram negativamente com 9,04%, mas a desigualdade de renda contribuiu para aumentar a pobreza em cerca de 14%. Isto significa dizer que todo o esforço governamental pode ter sido em vão, pois a estrutura de distribuição de renda no município não permitiu que a pobreza fosse reduzida. Esta evidência empírica suscita um problema comum em programas de transferência de renda, que é a dificuldade em garantir que os recursos cheguem para quem precisa do recurso. Este problema pode ser mais bem observado na figura 5.

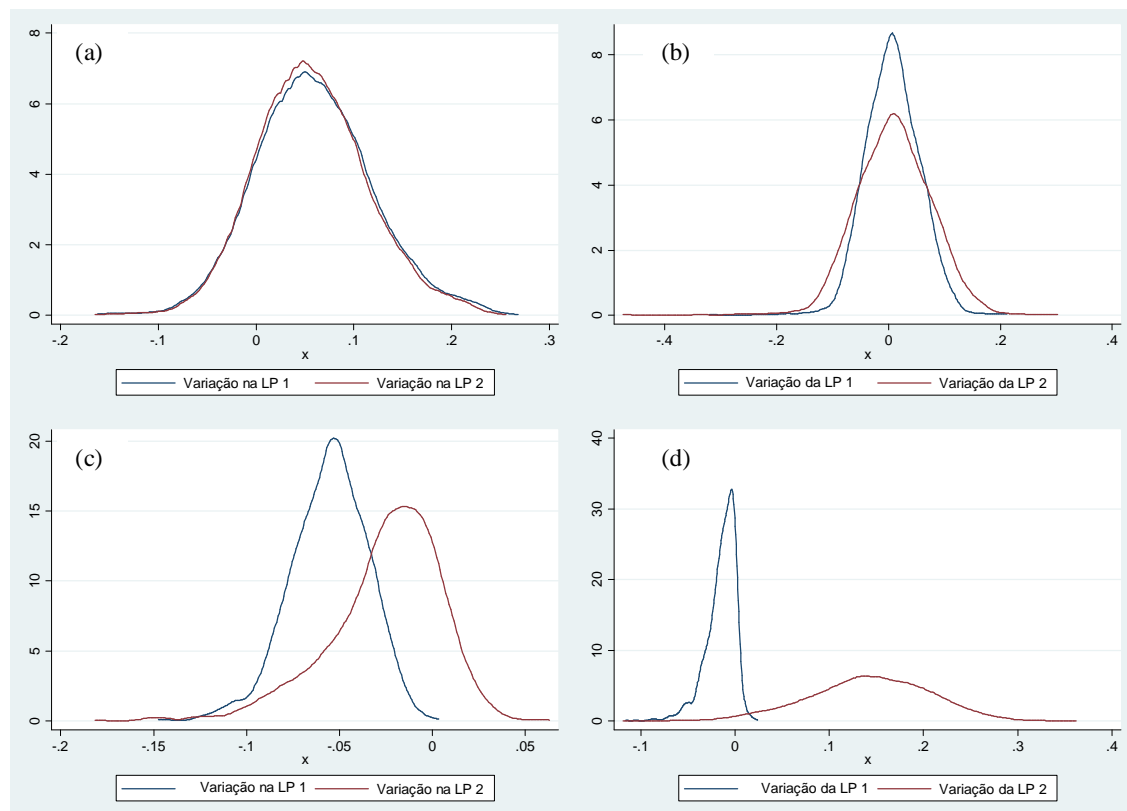


Figura 5. Contribuições na redução (aumento) da pobreza nos municípios nordestinos na década de noventa. (a) Desigualdade de renda. (b) Crescimento econômico. (c) Transferências governamentais. (d) Outras fontes de renda.

A figura 5 mostra uma estimação não paramétrica¹¹ da distribuição das contribuições das diversas fontes de renda e da concentração de renda para a variação do percentual de indivíduos abaixo das duas linhas de pobreza propostas P_0^1 (LP1) e P_0^2 (LP2). A figura 5c mostra que as transferências de renda foram mais eficientes para reduzir a pobreza P_0^1 do que a pobreza P_0^2 . Em alguns municípios a transferência de renda foi responsável inclusive pelo aumento da pobreza conforme mostra a tabela 4. Esta é uma forte evidência de que, ao menos na década de noventa, as transferências governamentais não foram direcionadas para os indivíduos mais pobres, pois apesar de contribuir para redução de P_0^1 esta contribuiu para aumentar P_0^2 em vários municípios da região.

Os resultados até aqui apresentados corroboram as idéias de alguns autores que argumentam que o crescimento da renda pode ter pouco efeito sobre a pobreza se não for acompanhado de uma redução na desigualdade. Surge então, uma nova literatura sobre o que vem a ser um crescimento pró-pobre. Este é um conceito de difícil consenso, mas basicamente existem dois conceitos dominantes na literatura. O primeiro conceito, introduzido por Kakwani e Pernia (2000), define que um crescimento econômico só pode ser considerado pró-pobre se a renda média dos mais pobres crescer mais rapidamente do que a renda dos não pobres. O segundo conceito, introduzido por Ravallion e Chen (2003), é menos rigoroso e define como crescimento pró-pobre qualquer aumento na renda dos mais pobres. Este é muito semelhante ao conceito proposto por Son (2004) que avalia o crescimento da renda de cada percentil e quando o crescimento da renda de um determinado percentil inferior é superior ao restante da distribuição este é considerado pró-pobre.

Silveira Neto (2005) utilizando os critérios de Ravallion e Chen (2003) e Son (2004) avaliou o crescimento pró-pobre das microrregiões da região Nordeste do Brasil e conclui que houve um baixo índice de crescimento pró-pobre na região na década de noventa devido a problemas crônicos de desigualdade de renda explicados, segundo o autor, pela desigualdade na posse de ativos produtivos.

Kakwani et al. (2006) estudam o crescimento pró-pobre no Brasil a partir de microdados da PNAD de 1995 a 2004. Os autores mostram que as fontes de renda não oriundas do trabalho, principalmente dos programas de transferência direta de renda, foram responsáveis por um crescimento pró-pobre a partir de 2001, quando estes programas foram intensificados. A principal razão para este resultado, segundo os autores, foi o efeito positivo destas transferências na distribuição de renda. Cabe ressaltar que, como já foi discutido no presente artigo, que estes resultados são sempre dependentes da linha de pobreza estabelecida. Esta idéia pode ser ilustrada pela figura 5.

A figura 5 mostra que os municípios nordestinos que tiveram crescimento pró-pobre segundo este critério no período estudado para as duas linhas de pobreza estabelecidas P_0^1 e P_0^2 , ou seja, redução da pobreza com redução da desigualdade. Como pode ser visto na figura 5, foram poucos os municípios nordestinos que atenderam este critério. Além disso, uma mudança na linha de pobreza altera os municípios que atendem a tal critério. Outro ponto que merece ser comentado é que a utilização deste critério como uma meta pode gerar distorções. Barreto (2005) considera que tanto este critério quanto o de Ravallion e Chen (2003) são questionáveis. Barreto (2005) exemplifica com o caso de um formulador de políticas públicas que deve optar por uma política que pudesse aumentar a renda média em 2% e a renda dos mais pobres em 3% ou por outra que aumentaria a renda média em 6% e a renda dos mais pobres em 4%. Se a prioridade é a redução das desigualdades a primeira é preferível.

¹¹ Faz-se uma estimação Kernel Smooth com um kernel de Epanechnikov com intervalo escolhido por validação cruzada.

Entretanto, o autor chama a atenção para possíveis perdas de bem estar que podem ser geradas por políticas públicas deste tipo, pois estas podem não considerar possíveis efeitos negativos no crescimento econômico uma vez que a segunda política certamente geraria um ganho de bem estar maior do que a primeira.

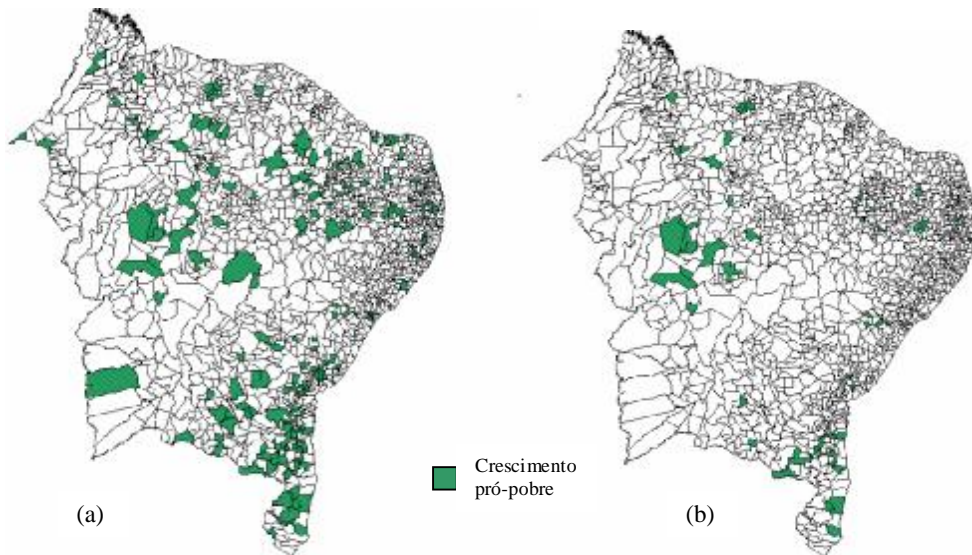


Figura 6. Crescimento pró-pobre segundo a definição de Kakwani e Pernia (2000) nos municípios nordestinos na década de noventa. (a) Linha de pobreza P_0^1 . (b) Linha de pobreza P_0^2 .

Estes argumentos permitem o surgimento de um novo critério. Crescimento pró-pobre seria aquele que reduz a pobreza, mas não reduz o crescimento econômico. A figura 7 mostra os municípios que atenderam este critério. A mudança do critério, neste caso, utilizando os ganhos de bem estar, aumenta significativamente o número de municípios com políticas pró-pobre. Entretanto, cabe ressaltar que este resultado também está condicionado a linha de pobreza proposta. Desta forma, tanto a figura 6.b quanto a figura 7.b mostram que durante a década de noventa poucos municípios geraram um crescimento econômico que favorecessem os indivíduos abaixo da linha de pobreza P_0^2 .

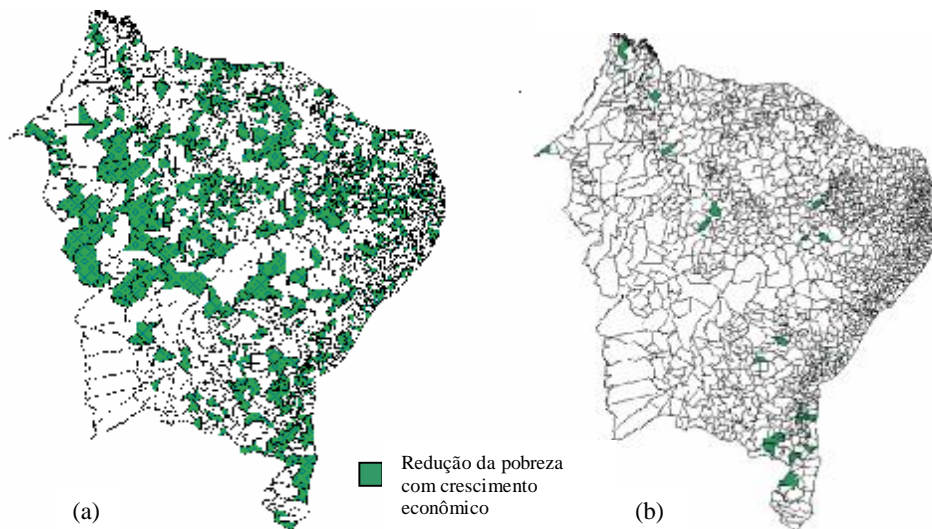


Figura 7. Municípios nordestinos que reduziram a pobreza e tiveram crescimento econômico na década de noventa. (a) Linha de pobreza P_0^1 . (b) Linha de pobreza P_0^2 .

Todavia, ainda não existe consenso do que venha ser uma política pró-pobre. Esta talvez seja aquela que, seja pelo crescimento econômico ou pela redução da desigualdade de renda ou pela combinação de ambas, conseguem reduzir efetivamente a incidência da pobreza.

Os resultados mostram que poucos municípios nordestinos tiveram a sua pobreza reduzida no período devido à redução da desigualdade. Uma breve análise dos municípios que tiveram as maiores contribuições da redução da desigualdade permite concluir que estes ganhos foram quase que totalmente anulados pelas perdas de renda ocorrida no período. Exceção feita ao município de Ibicuí na Bahia que conseguiu aumento da renda e redução da desigualdade. A explicação para este resultado pode passar pela curva de Kuznetz, pois uma redução da renda de municípios na parte crescente da curva leva a uma redução da desigualdade. O resultado é um município mais igualitário, mas em que a maioria da sua população é pobre, o que corrobora com os argumentos de Barreto (2005) de que a redução da desigualdade é desejável, mas ela não pode implicar em uma busca cega, que ignora os possíveis efeitos negativos em termos de bem estar.

4. Considerações Finais

Este artigo apresentou as estimações das elasticidades renda e concentração com relação à pobreza dos municípios nordestinos na década de noventa. Para este fim utilizou-se um painel espacial, uma vez que na presença da autocorrelação espacial, faz-se necessária identificar a maneira de corrigi-la a fim de obter estimativas consistentes. O modelo com *lag* espacial apresentou resultados significantes para o coeficiente representante dos efeitos da vizinhança. A utilização deste modelo tem pelo menos duas implicações básicas. A primeira é que na presença do *lag* espacial, as estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários seriam viesadas e inconsistentes, portanto é fundamental a utilização de uma metodologia alternativa para a estimação do modelo. A segunda é que as elasticidades estimadas consideram os efeitos da vizinhança. Isto significa que não só se considera os efeitos de mudanças da renda e da distribuição da renda municipal na redução da pobreza no município, mas também os efeitos de mudanças nas rendas e nas distribuições de renda dos municípios vizinhos.

Fica destacado no artigo que políticas que visem à redução da pobreza devem considerar não só a situação do município, mas também a da vizinhança. A dependência espacial apresentada nas elasticidades estimadas implica que políticas podem ter efeitos semelhantes em municípios vizinhos. Assim, políticas de combate à pobreza podem ter caráter regionalizado e com efeitos que podem ultrapassar as fronteiras regionais.

As elasticidades calculadas permitiram avaliar qual estratégia para a redução da pobreza pode ser mais eficiente para cada município ou microrregião da região Nordeste. Em geral, as elasticidades concentração com relação à pobreza foram mais altas. Se por um lado, isto reafirma a capacidade da redução da desigualdade de renda como uma política eficiente na redução da pobreza, por outro lado, fica destacado no artigo que a opção única por este tipo de política pode levar a perdas significativas de bem estar. Entretanto, isto não invalida o esforço de pesquisas futuras que avaliem os custos e benefícios deste tipo de política. Pois, a redução da desigualdade, assim como a redução da pobreza é sempre um objetivo desejável, ainda mais no Brasil, que apresenta uma das maiores desigualdades de renda do mundo. Entretanto, é válido ressaltar que a pobreza é um problema complexo que implica necessariamente em soluções complexas. Não existe uma causa única e nem uma solução única.

Estudos futuros também são necessários para avaliar os motivos pelo qual a redução da desigualdade de renda como política para a redução da pobreza seja pouco utilizada. Pode-se utilizar como hipótese inicial de trabalho, que a dificuldade de implementar este tipo de política esta na necessidade de mudanças profundas no acesso a educação, na distribuição de terras e também no sistema de previdência social brasileiro. Como estas extrapolam o poder de decisão dos municípios e das unidades da federação, só podem ser tomadas a partir de um longo processo de reformas institucionais.

Para finalizar, fica ressaltado no artigo que o crescimento econômico é sempre recomendável para a redução da pobreza nos municípios. Neste contexto, políticas de redução das desigualdades regionais sempre são bem vindas, pois grande parte da situação de pobreza que vivem os habitantes da região Nordeste se explica pela pobreza de seu município e de sua microrregião, que não possuem atividades econômicas que possam garantir de forma digna a sobrevivência de seus habitantes. Entretanto, vale ressaltar que gerar crescimento econômico em regiões muito pobres esta longe de ser uma tarefa simples. Existe uma grande dificuldade de espalhar as atividades no espaço, uma vez que as mesmas tendem a concentrar-se em poucos lugares. No caso da região Nordeste as principais atividades econômicas estão concentradas na região litorânea, que é a região com menor incidência de pobreza. As explicações para que isto ocorra passam pelos menores custos de transporte e uma abundância maior de chuvas do que nas demais áreas da região. O que são evidências de que a geografia importa e muito. Todavia, os resultados mostraram crescimento econômico e uma redução da pobreza em algumas regiões fora do litoral nordestino. Ainda que os resultados sejam insuficientes para resolver um problema que vem de outras gerações isto certamente já é algum avanço.

5. Referências Bibliográficas

- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer, Dordrecht.
- _____. 1995. Local Indicators of Spatial Association-LISA, *Geographical Analysis*. **27**, 93-115.
- _____. 2001. Spatial Econometrics In: B.H. Baltagi (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell Publisher, Oxford.
- _____. 2002. Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models. *Agricultural Economics*. **27**, 247-267.
- _____. 2003. Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*. **26**, 153-166.
- Anselin, L.; Bera, A. 1998. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics”, In: A. Ullah and D. Giles (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Springer, Berlin.
- Anselin, L.; S. Hudak. 1992. Spatial econometrics in practice: A review of software options. *Regional Science and Urban Economics*. **22**, 509-536.
- Anselin, L.; Florax, R. 1995. Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some further results.” In.: L. Anselin and R. Florax (Eds.) *New directions in spatial econometrics*, 21-74. Springer-Verlag, Berlin.
- Baltagi, B. H. 2001. *Econometric analysis of panel data*. 2 ed. Chichester, Wiley, UK.
- Barreto, F. A. 2005. Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade de Renda: o que sabemos sobre eles. *Ensaio sobre pobreza*. LEP/CAEN/UFC. Dezembro.

- Barros, R.P.; Mendonça, R. 1997. O Impacto do Crescimento Econômico e de Reduções no Grau de Desigualdade sobre a Pobreza". Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão nº 528.
- Chen, S.; Wang, Y. 2001. China's Growth and Poverty Reduction: Recent Trends between 1990 and 1999. *World Bank Working Paper*.
- Elhorst, J.P. 2003. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models, *International Regional Sciences Review*. **26**, 244-268.
- Florax, R.; Folmer, H.; Rey, S. 2003. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*. **33(5)**, p. 557-579.
- Foster, J.; Greer, J.; Thorbecke, E. 1984. A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, **52**, p. 761-776.
- Gonçalves, M. 2006. Crescimento Pró-pobre nos Municípios Nordestinos: Evidências para o Período de 1991 a 2000. Dissertação de mestrado. PIMES/UFPE.
- Hoffman, R. 1998. Distribuição de Renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza. Ed. da USP: São Paulo.
- _____. 2005. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. *Revista Economia*, **6(2)**, p.255-289.
- Hsiao, C. 1986. *Analysis of panel data*. Cambridge University Press. Cambridge, UK.
- Kakwani, N. 1993. Poverty and Economic Growth: with Application to Côte d'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, **39**, p.121-139.
- Kakwani, N.; Neri, M.; Son, H.H. 2006. Pro-poor Growth and Social Programmes in Brazil. *Ensaio Econômicos*. EPGE/FGV. N°639.
- Kakwani, N.; Pernia, E. 2000. What is pro-poor Growth? *Asian Development Review*, **16(1)**, 1-22.
- Kraay, A. 2004. When is Growth Pro-Poor? Evidence from a Panel of Countries. The World Bank Policy Research Working Paper nº 3225.
- Kuznets, S. 1955. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, **45**, nº 01.
- Lopez, H.; Serven, L. 2004. The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship. Mimeo, The World Bank.
- Manso, C.; Barreto, F.; Tebaldi, E. 2006. O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento "Pró-Pobre". Apresentado no XI Encontro Regional da ANPEC Nordeste.
- Marinho, E.; Soares, F. 2003. Impacto do Crescimento Econômico e da Concentração de Renda sobre a Redução da Pobreza nos Estados Brasileiros. Artigo apresentado no XXXI Encontro Nacional de Economia (Encontro da ANPEC), 9 a 12 de dezembro de 2003, Porto Seguro, BA.
- Oliveira, C. A.; Lima, F. S. 2005. Impacto do crescimento, da concentração da renda e das transferências governamentais sobre a pobreza nos municípios brasileiros. Apresentado no X Encontro Regional da ANPEC Nordeste.
- Ravallion, M. 2004. Pro-Poor Growth: a primer. *The World Bank Policy Research*, WP Series, 3242.
- Ravallion, M.; Chen, S. 2003. Measuring pro-poor growth. *Economic Letters*, **78**, 93-99.
- Ravallion, M.; Datt, G. 1999. When is Growth pro-poor? Evidence from the Diverse Experiences of India's States. Policy Research Working Paper nº 2263, World Bank, Washington DC.
- Rocha, S. 2003. Pobreza no Nordeste: A Evolução nos Últimos Trinta Anos (1970-1999). Fortaleza: Banco do Nordeste.

Silveira Neto, R. 2005. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, **36**, nº2.

Son, H.H. 2004. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, **82**, 307-314.

Son, H.H.; Kakwani, N. 2006. Global estimates of pro-poor growth. *International Poverty Center*. Working Paper nº31.

6. Apêndice

Tabela A.1. Estatística Descritiva das Variáveis Utilizadas.

Variáveis	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
P_0^1 1991	1787	58.14	6.08	11.78	74.78
P_0^1 2000	1787	56.96	6.74	17.15	79.96
P_0^2 1991	1787	44.72	5.56	0.03	61.54
P_0^2 2000	1787	53.21	8.05	0.02	80.15
Gini 1991	1787	0.51	0.06	0.35	0.79
Gini 2000	1787	0.58	0.05	0.36	0.80
Rend. do trab. 1991	1787	49.49	21.51	17.66	238.19
Rend. do trab. 2000	1787	48.21	27.35	6.79	473.71
Transf. Gov. 1991	1787	7.56	3.93	1.13	45.26
Transf. Gov. 2000	1787	17.58	6.71	2.50	75.43
Outros rend. 1991	1787	4.76	3.72	0.32	48.27
Outros rend. 2000	1787	19.37	7.61	2.98	71.06

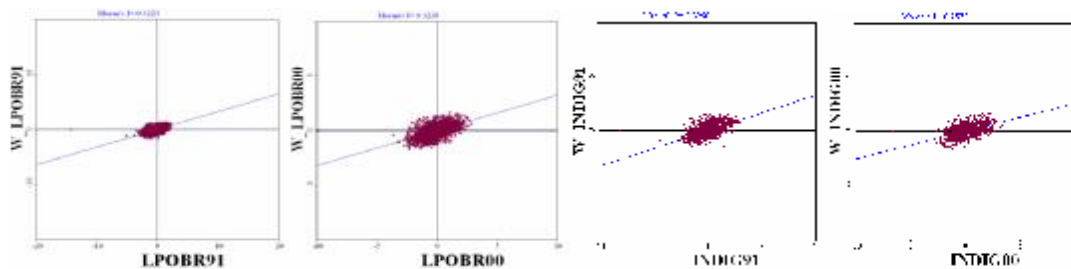


Figura A.1. Estatística I de Moran para (P_0^1) e (P_0^2) .

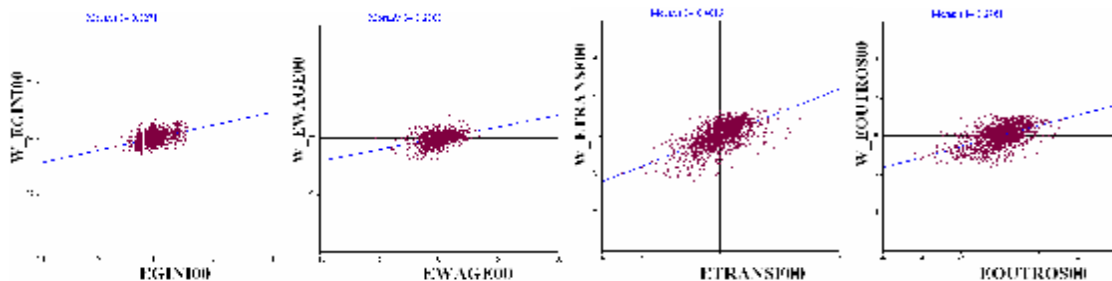


Figura A.2. Estatística I de Moran para as Elasticidades estimadas.