

DINÂMICA DA POBREZA, MUDANÇAS MACROECONÔMICAS E DISPARIDADES REGIONAIS NO BRASIL¹

Décio Nonato Chaves de Assis²

Fabrício Carneiro Linhares³

O presente artigo investiga as propriedades de dinâmicas comuns entre as taxas de pobreza dos estados brasileiros no período de 1976 a 2012. Buscou-se verificar se os movimentos nos níveis de pobreza foram explicados com maior ênfase por “choques” oriundos de influências em âmbito nacional (por exemplo, políticas macroeconômicas), ou por alterações em nível local/regional (estrutura educacional, condições de saúde, mercado de trabalho etc.). Para tanto, foi empregada a abordagem do modelo de fatores dinâmicos latentes bayesiano, proposta por Kose, Otrok e Whiteman (2003), que permitiu decompor a pobreza em fatores nacional, regionais e componentes específicos estaduais. Os resultados demonstraram que, em média, o fator nacional foi responsável por explicar, aproximadamente, três quartos da volatilidade da taxa de pobreza dos estados brasileiros. Adicionalmente, constatou-se que a força do fator nacional cresceu, em detrimento do fator idiossincrático, a partir de 1995. Esse resultado destaca, de certo modo, a grande importância do controle da hiperinflação e do aumento dos gastos sociais do governo federal em alterar as taxas de pobreza nos estados nesse período. Vale destacar que a influência de componentes regionais e locais diferiu substancialmente entre os estados. Diferenças no nível educacional e na dinâmica do mercado de trabalho podem explicar essas distinções regionais.

Palavras-chave: pobreza; políticas macroeconômicas; modelo de fatores dinâmicos bayesiano.

POVERTY DYNAMICS, MACROECONOMIC CHANGES AND REGIONAL DISPARITIES IN BRAZIL

This paper investigates the common dynamic properties of poverty rates across Brazilian states during the period 1976-2012. Aiming to investigate whether movements in poverty levels were explained with greater emphasis by ‘shocks’ originated from influences at the national level (for example, macroeconomic policies), or by changes at the local/regional level (educational structure, health conditions, labor market etc.). Therefore, it was utilized the Bayesian dynamic latent factor model approach, proposed by Kose, Otrok and Whiteman (2003), allowing the decomposition of poverty into national, regional and state specific component factors. The results showed that, on average, the national factor was responsible for explaining approximately three quarters of the volatility in the poverty rate of the Brazilian states. Additionally, it was found that importance of the national factor grew, to the detriment of idiosyncratic factor, since 1995. This result emphasizes, in some way, the great importance of controlling hyperinflation and increased social spending by the federal government to change poverty rates in Brazil. However, the importance of regional and

1. Os autores agradecem os valiosos comentários de Jimmy Oliveira, Flávio Cunha, Leandro Rocco e Ivan Castelar, as sugestões dos pareceristas anônimos da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* (PPE), bem como o apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Artigo premiado no XX Prêmio Banco do Nordeste de Economia Regional na categoria Dissertação de Mestrado, Banco do Nordeste do Brasil.

2. Assessor técnico na Diretoria de Estudos Sociais do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e pesquisador no Laboratório de Estudos da Pobreza do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (LEP/Caen/UFC). *E-mail:* <decio@caen.ufc.br>.

3. Professor-associado do Caen/UFC e bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq. *E-mail:* <flinhares@caen.ufc.br>.

local components differed substantially among states. Variations in educational attainment and labor market dynamics may explain these regional differences.

Keywords: poverty; macroeconomic policies; Bayesian dynamic factor model.

JEL: I32; O11; C11.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil caracteriza-se historicamente por possuir um número acentuado de indivíduos em estado de pobreza. Não obstante possuir uma renda *per capita* relativamente alta,⁴ destaca-se negativamente entre as nações por abranger uma alta concentração de pessoas pobres em seu território. Segundo relatório da Secretaria-Geral da Organização das Nações Unidas (ONU, 2005) sobre o Projeto do Milênio, a região Nordeste do Brasil enquadra-se, conjuntamente ao Oeste da China, Norte da Índia e Sul do México, como algumas das regiões notáveis em nível mundial por apresentarem bolsões de pobreza. A título de exemplo, um dado que corrobora esse argumento para o caso brasileiro é o fato de, no ano de 2012, 54,6% dos pobres⁵ do Brasil estarem concentrados na região Nordeste desse país. Ademais, conforme informações recentes do World Bank, Brasil e México respondem por metade da população latino-americana extremamente pobre, mais de 75 milhões de pessoas.

Esse quadro tornou, de um modo geral, a redução da pobreza no Brasil uma das metas mais trabalhadas pelos governantes recentes. A grande preocupação, em termos de políticas de combate à pobreza, tem sido identificar ações que possam reverter seus níveis de forma mais acelerada. As políticas adotadas com essa finalidade concentram-se em dois grandes grupos: aquelas que possam estimular o crescimento econômico (no sentido do aumento da renda média da economia) e aquelas que visam reduzir as disparidades de renda entre os indivíduos.

Vários estudos analisam a repercussão de mudanças na economia sobre pobreza, usando como medida monetária, por exemplo, a proporção de indivíduos abaixo de um nível predeterminado de consumo e/ou renda.⁶ Meng, Gregory e Wang (2005), Adams (2004), Bruno, Ravallion e Squire (1998) e Chen e Ravallion (1992) estimam que, em média, um acréscimo de 10% na renda das economias levaria a um decréscimo na pobreza absoluta no intervalo de 20% a 30%. Outros trabalhos

4. Cerca de 71% dos países do mundo têm renda *per capita* inferior à brasileira, estimativa calculada a partir dos dados do World Bank Open Data.

5. Indivíduos com rendimento inferior ao dobro necessário para adquirir uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, segundo recomendações da Organização Mundial da Saúde (OMS) e da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO). Valor calculado a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

6. Um dos critérios, por exemplo, e que é empregado neste estudo, é utilizar como linha de pobreza uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente as necessidades de um indivíduo. Uma interessante discussão sobre a construção de linhas de pobreza pode ser encontrada em Ravallion (1998).

indicam que o impacto do crescimento econômico sobre os níveis de pobreza seria tanto maior quanto menor fosse a desigualdade de renda existente nesses países (Lopez e Serven, 2004; Son e Kakwani, 2003; Bourguignon, 2003; Ravallion, 1997).

Em outra vertente, a literatura avalia os efeitos que altas taxas de inflação acarretam à pobreza (Easterly e Fischer, 2001; Cardoso, 1992). Sabe-se que o aumento de preços está associado com a perda do poder de compra dos salários reais das famílias, prejudicando, principalmente, aquelas que possuem menos ativos. Outro agravante é que indivíduos pobres geralmente dependem de rendas determinadas pelo Estado, que, muitas vezes, não são indexadas à inflação, e, com isso, têm seus rendimentos reais reduzidos.

Além disso, pesquisas recentemente têm proposto a influência conjunta de políticas e condições socioeconômicas sobre as taxas de pobreza em uma sociedade. Assim, pode-se fazer referência à relação entre educação e pobreza, fundamentada principalmente na importância do capital humano para o crescimento econômico demonstrado por Lucas (1988); às condições de saúde e aos níveis de bem-estar (Soares, 2007); aos programas sociais realizados pelo governo e ao impacto sobre a pobreza (Glewwe e Kassouf, 2012); à dinâmica do mercado de trabalho e ao aumento da renda dos pobres (Manso, Barreto e França, 2010); às políticas de salário mínimo e à influência na pobreza (Barros *et al.*, 2001; Neumark, Cunningham e Siga, 2006); e, concomitantemente a alguns desses temas, à influência de características geográficas sobre a pertinência da pobreza, entre outros exemplos.

Este trabalho propõe-se a contribuir para a literatura de bem-estar social avaliando a dinâmica dos indicadores de pobreza sob uma perspectiva inédita. Parte-se do pressuposto de que a evolução desses indicadores em regiões geográficas distintas, mas que sofrem influência central de choques políticos e econômicos, apresente uma parte de seu comportamento relacionado, enquanto outra seja independente. Portanto, isolando esses efeitos podemos aprender, por exemplo, se os movimentos da pobreza estão associados com maior ênfase a “choques” oriundos de influências em âmbito nacional (políticas macroeconômicas, por exemplo), ou a alterações em nível local/regional (estrutura educacional, condições de saúde, mercado de trabalho etc.).

O Brasil é um excelente caso de estudo, pois se trata de uma democracia recente, que apresentou uma diversidade de ambientes políticos, com a concepção e a implantação de diferentes políticas macroeconômicas, reformulações político-institucionais, bem como enfrentado um dos mais longos períodos hiperinflacionários (1980-1994) já registrados.⁷ Além de ser um país de extensa área territorial, com pluralidades étnicas, raciais e culturais, apresentando regiões com distintas condições geográficas e econômicas. O que se refletiu, ao longo

7. Para uma revisão sobre essa discussão, ver Cardoso (2013).

dos anos, em diferenciais marcantes de desenvolvimento, notadamente entre as regiões Norte-Nordeste *vis-à-vis* aos estados do Centro-Sul. Os trabalhos de Penna *et al.* (2013), Barros (2012) e Leff (1991) documentam o desequilíbrio regional brasileiro.

Desse modo, será avaliada, neste artigo, a influência dessa conjuntura sobre a dinâmica de indicadores de pobreza dos estados brasileiros ao longo das últimas quatro décadas. O modelo econométrico utilizado é o de fatores dinâmicos latentes bayesiano, proposto por Kose, Otrok e Whiteman (2003; 2008), que permite decompor o quanto da variação da pobreza dos estados é atribuível a componentes nacionais e regionais e a características específicas estaduais. Os dados usados são das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads), realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1976 a 2012. As séries de pobreza construídas levam em consideração linhas de pobreza estimadas de maneira regionalizada. São utilizadas 24 linhas de pobreza a cada ano, de modo a levar em consideração os diferentes custos de vida para os pobres em diferentes locais de residência.⁸ Ademais, essas várias alterações na economia brasileira sugerem uma divisão plausível do período abordado em dois subperíodos distintos,⁹ pré e pós-Plano Real em 1994, uma vez que isso possibilita verificar mais precisamente qual o efeito e a magnitude da mudança do contexto macroeconômico sobre os indicadores de pobreza estaduais. Por fim, ainda é realizado um conjunto de regressões buscando verificar características estruturais das economias estaduais que possuam relação com os fatores anteriormente estimados, e que, de certo modo, sinalizem respostas para comportamentos regionais distintos.

Além desta introdução, este trabalho divide-se em mais sete seções. A seção 2 faz um resumo de estudos sobre a influência de políticas e condições econômicas sobre a pobreza no Brasil. A seção 3 faz uma apresentação dos fatos estilizados da pobreza nacional e das macrorregiões. Na seção 4 expõe-se a metodologia utilizada no estudo. Na seção 5 temos a análise dos resultados. Complementarmente, a seção 6 apresenta uma relação entre a estrutura econômica dos estados e os fatores dinâmicos. Por fim, na seção 7 são feitas as considerações finais do trabalho.

2 A INFLUÊNCIA DE POLÍTICAS E CONDIÇÕES ECONÔMICAS SOBRE A POBREZA NO BRASIL

A economia brasileira passou nas últimas décadas por fortes modificações. Desde a concepção e a implantação de diferentes políticas macroeconômicas até as reformulações político-institucionais, bem como enfrentando mudanças na

8. Essas estimativas foram calculadas em valores correntes de cada ano pelo Ipea. A título de informação, as linhas de pobreza para o ano de 2012 variam de R\$ 159,84 a R\$ 297,07.

9. Ferreira, Leite e Ravallion (2010) usam estratégia similar, mas para um período amostral menor.

estrutura socioeconômica de sua sociedade. Nesse sentido, diante de tal adversidade, é instigante averiguar como essas alterações interferiram na pobreza nacional.

Antes de iniciarmos propriamente a análise, faz-se necessário ressaltar, resumidamente, que a ideia central deste trabalho parte da equação (1), que descreve o modelo de fatores dinâmicos latentes:¹⁰

$$y_{i,t} = \beta_i^n f_t^n + \beta_i^r f_{j,t}^r + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

onde $y_{i,t}$ é a taxa de pobreza do estado i no ano t ; f_t^n é o fator comum a todas as taxas de pobreza estaduais (fator nacional); $f_{j,t}^r$ são os fatores regionais, comuns aos estados em cada uma das regiões específicas do Brasil que foram consideradas; β_i^n e β_i^r são coeficientes que medem as respostas da taxa de pobreza de um estado individualmente a mudanças nos fatores nacional e regionais, respectivamente. Finalmente, ε_{it} é o termo particular ou fator local do estado.

Isso exposto, a ideia desta seção é buscar na literatura, de maneira sucinta, trabalhos que investigaram, dentro dessa conjuntura, as possíveis variáveis que, de algum modo, possam influenciar o movimento comum (nacional), regional e local dos indicadores de pobreza dos estados brasileiros. Procura-se, também, ressaltar estudos que enfatizam características estruturais das economias estaduais que motivam disparidades de desenvolvimento no Brasil.

Inicialmente, a nível nacional, dado o impacto das políticas econômicas sobre a pobreza, cabe citar Cardoso (2013), que fornece uma visão panorâmica da política econômica brasileira do pós-guerra, dando ênfase a dois bem-sucedidos planos de estabilização: o Plano de Ação Econômica do Governo (Paeg, 1964-1967) e o Plano Real (1993-2002), ambos responsáveis por reduzir a inflação no curto e no longo prazo, além de realizarem reformas institucionais que favoreceram o crescimento econômico posterior e, possivelmente, influenciaram a dinâmica da pobreza. Seu trabalho delimita também alguns períodos, entre eles: os anos de 1974 a 1978, marcados pelo primeiro choque do petróleo e pela implantação da indústria substitutiva de importações de bens de capital financiada por endividamento externo; o período de 1979 a 1984, caracterizado pela crise da dívida externa e pela estagflação; o íterim 1985-1992, em que a redemocratização conviveu com a hiperinflação na mais instável experiência econômica do país; por fim, os anos de 2003 a 2010, nos quais a maturação das reformas implantadas no Plano Real e o auxílio dos termos de troca favoráveis ao país permitiram a retomada do crescimento, com baixa inflação e equilíbrio no balanço de pagamentos.

10. O modelo de fatores dinâmicos latentes é melhor descrito posteriormente, na subseção 4.2.

Ferreira, Leite e Ravallion (2010) avaliaram a evolução da pobreza no Brasil e afirmaram que o ritmo lento de sua redução, entre os anos 1980 e 2000, foi reflexo tanto do baixo crescimento econômico quanto da baixa elasticidade da pobreza ao crescimento. Os autores investigaram o problema usando dados desagregados do produto interno bruto (PIB) por setores, no período de 1985 a 2004, para verificar qual setor influenciou os índices de pobreza. Os resultados mostraram que todos os setores contribuíram para a redução da pobreza, mas o crescimento do setor de serviços foi substancialmente mais importante para a diminuição da pobreza do que os setores agrícola e industrial. Outro resultado foi que o crescimento na indústria teve efeitos diferenciados sobre a pobreza em diferentes estados, e seu impacto variou com as condições iniciais relacionadas ao desenvolvimento humano e à capacitação dos trabalhadores. Ademais, os autores enfatizaram que, dado o baixo crescimento da economia brasileira no período, o controle da hiperinflação e o aumento substancial da seguridade social e das transferências sociais, a partir da constituição de 1988, foram as variáveis responsáveis pela maior redução global da pobreza.

Programas sociais de destaque no Brasil, que podem ter representado um choque no movimento nacional da pobreza, foram Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás, criados entre 2001 e 2002, e posteriormente renomeados de Bolsa Família no ano de 2003. Segundo Glewwe e Kassouf (2012), o Bolsa Escola/Família é o maior programa do mundo em oferecer às famílias pobres incentivos monetários para matricular seus filhos na escola. Os autores estimam que um possível efeito de longo prazo desse programa é aumentar as matrículas dos participantes em cerca de 18%. Supondo que isso leva a um aumento de 18% nos anos de escolaridade, implica um ganho de 1,5 ano de estudo para a população-alvo. No entanto, o trabalho não apresenta consenso se os benefícios do programa superam seus custos, já que 82% dos participantes teriam se matriculado na escola mesmo sem o programa, de modo que 82% dos recursos não têm efeito sobre a inscrição. Apesar disso, os autores admitem que esta transferência de renda possa ser vista como benéfica apenas por razões de distribuição.

Uma prática que gerou discussões, a respeito do seu impacto sobre os níveis de pobreza dos estados brasileiros, foi a política de valorizações do salário mínimo. Barros *et al.* (2001) estimaram os impactos dos aumentos no salário mínimo, no período de 1995 a 1998, sobre o grau de pobreza do conjunto de seis regiões metropolitanas (RMs) brasileiras. Utilizando dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, seu trabalho decompõe as variações no grau da pobreza, que poderiam ser atribuídas aos aumentos do salário mínimo. Os resultados obtidos mostraram que os aumentos do salário mínimo tiveram um impacto significativo sobre o grau de pobreza metropolitano, e indicaram que um aumento de 10% no valor do salário mínimo reduziria o grau de pobreza em aproximadamente 4%. Contudo, quando os *unemployment effects* estão incluídos,

os efeitos de redução da pobreza desaparecem. Apesar dos resultados otimistas de Barros *et al.* (2001), o trabalho de Neumark, Cunningham e Siga (2006) conclui que não há evidência de que a política de salário mínimo no Brasil teve efeito em melhorar a renda das famílias da calda inferior da distribuição.

Em nível regional, salienta-se o dinamismo e a segmentação do mercado de trabalho como variáveis importantes por afetar, por exemplo, o crescimento econômico, as desigualdades e, por conseguinte, a pobreza. Nesse aspecto, Manso, Barreto e França (2010) investigam o problema do desequilíbrio regional brasileiro, para o período de 1995 a 2007, destacando a importância do mercado de trabalho por ampliar, por exemplo, os retornos educacionais. Todavia, o principal resultado observado pelos autores é que, apesar de se verificar uma contínua aproximação entre as regiões Nordeste e Sudeste em termos de renda familiar *per capita* e em termos de bem-estar, quando se pondera de forma mais intensa a renda dos mais pobres, verifica-se certo distanciamento entre as regiões. Segundo eles, os ganhos de produtividade no mercado de trabalho entre os pobres no Sudeste são bem mais intensos que no Nordeste, o que condicionaria um padrão de geração de renda com melhor distribuição na primeira região.

Outro ponto de destaque regional é a desigualdade de renda. Barros, Franco e Mendonça (2007) afirmam que, entre 2001 e 2005, a desigualdade de rendimentos do trabalho reduziu-se e contribuiu com metade da queda da desigualdade da renda familiar. Porém, os dados revelam que as regiões brasileiras apresentaram reduções diferenciadas na desigualdade de renda. Segundo dados das Pnads entre 1995 e 2012, com base no coeficiente de Gini, a região Sul reduziu em 17,2% a desigualdade, ao passo que a região Nordeste reduziu esse indicador somente em 10,3%.

Com relação à possibilidade de variáveis que afetam o movimento local da pobreza, espera-se que ocorra influência de condições sociais e geográficas, como, por exemplo, alterações nas condições de saúde, educação e demográficas, oriundas de estruturas políticas distintas entre estados. Assim, com foco nas condições de saúde, Soares (2007) descreve o padrão de redução da mortalidade infantil entre os municípios brasileiros entre 1970 e 2000, e analisa suas causas e consequências. O autor observa que as reduções na mortalidade no Brasil têm sido mais homoganeamente distribuídas do que em outros países, e destaca que os ganhos na expectativa de vida têm um valor no bem-estar equivalente a 39% do crescimento da renda *per capita*. Aponta, ainda, que as melhorias na educação, no acesso à água e no saneamento são possíveis determinantes das mudanças na expectativa de vida que não são correlacionadas com a renda. Por fim, mostra que a expectativa de vida teve um impacto significativo sobre o nível de bem-estar, mas não desempenhou o mesmo papel na redução da desigualdade de bem-estar, como fez em outros países.

Já a despeito da importância da educação, Ferreira e Veloso (2003) apresentam evidências detalhadas sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil. Seus resultados mostram que o grau de mobilidade intergeracional de educação no Brasil é menor que o observado nos países desenvolvidos e em desenvolvimento, com exceção da Colômbia. Além disso, o grau de mobilidade varia entre regiões e raças; em particular, a mobilidade é menor no Nordeste do que no Sudeste, e é mais baixa entre negros do que entre brancos. Os resultados dos autores revelam ainda que a mobilidade elevou-se de modo significativo para as coortes mais jovens, mas foi menor para filhos de pais com pouca escolaridade do que para filhos de pais com escolaridade mais elevada, com exceção de pais no topo da distribuição educacional.

3 FATOS ESTILIZADOS SOBRE POBREZA NO BRASIL

Esta seção tem o objetivo de apresentar, sucintamente, a dinâmica da pobreza no Brasil e suas macrorregiões. Assim, expõe-se, a seguir, gráficos e mapas sobre as variáveis utilizadas no estudo, tanto em nível de Brasil quanto para as macrorregiões Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

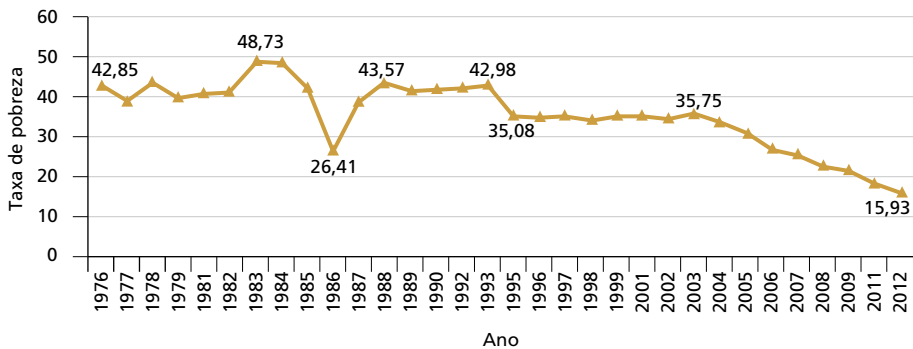
O gráfico 1 apresenta a variável percentual de pessoas na população total com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza,¹¹ para economia brasileira nas últimas quatro décadas. Pode-se observar, para o período inicial da série, uma variabilidade da proporção de pobres, com destaque para a flutuação do ano de 1986, que pode ser atribuída às medidas de combate à hiperinflação adotadas pelo Plano Cruzado.¹² Para Ferreira, Leite e Litchfield (2008), há certo consenso entre analistas de que o aumento dos rendimentos médios e o correspondente declínio da pobreza, em 1986, refletem a natureza expansionista do plano de estabilização Cruzado.

A partir de 1995, ano posterior à implantação do Plano Real, constata-se uma redução de, aproximadamente, -18% na taxa de pobreza, permanecendo relativamente constante nos anos seguintes, em torno do patamar de 35%, indicando a manutenção dos impactos do Plano Real. Para Barros, Henriques e Mendonça (2000), a intensidade da queda na magnitude da pobreza ocorrida entre 1993 e 1995 foi menor do que em 1986. No entanto, para os autores a queda de 1986 não gerou resultados sustentados, como ocorreu com o Plano Real.

11. A linha de pobreza aqui considerada é o dobro de uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO e da OMS.

12. O Plano Cruzado, instituído pelo Decreto-Lei nº 2.283, de 28 de fevereiro de 1986, estabeleceu, entre várias medidas, o congelamento de preços e o reajuste automático dos salários sempre que a taxa de inflação acumulada ultrapassasse 20%. Essas políticas de renda fomentaram um aumento do poder de compra da população, reduzindo, em certa medida, o nível da pobreza nacional. Todavia, com o futuro fracasso do Plano Cruzado em controlar a inflação, a taxa de pobreza no ano seguinte retorna o patamar anterior à adoção do plano.

GRÁFICO 1
Evolução da proporção de pobres no Brasil (1976-2012)



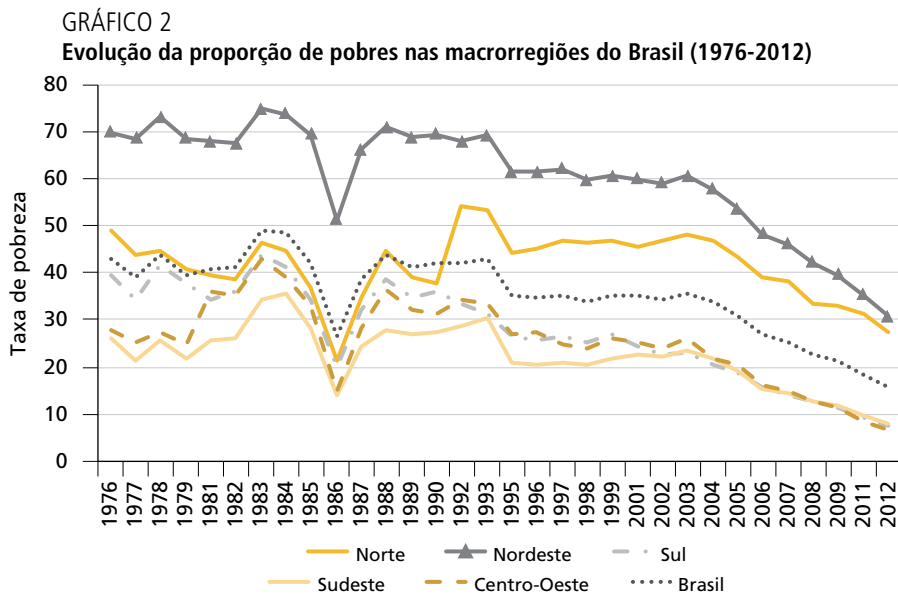
Fonte: Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

Outro destaque na série são os anos posteriores a 2003, em que se observa uma diminuição acentuada e contínua no percentual de indivíduos pobres do Brasil, com esse valor reduzindo de 35,75%, no ano citado, para 15,93%, em 2012, o que representou, para o período, uma redução de -55,44% no indicador. O que explicou esse fato? Esse ano marca a ampliação e a focalização dos gastos em transferências condicionadas de renda que se iniciaram entre 2001 e 2003, com os programas Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás, transformando-se, a partir de outubro de 2003, no Programa Bolsa Família.¹³ Ferreira, Leite e Ravallion (2010) afirmam que há fortes evidências de que o aumento do gasto social ajudou a reduzir a pobreza e a desigualdade no Brasil.

O gráfico 2 é elucidativo da evolução da taxa de pobreza nas macrorregiões do Brasil. Nota-se que a dinâmica temporal da variável nas macrorregiões apresentou certa semelhança. No entanto, destaca-se o fato de as regiões Norte e Nordeste possuírem taxas de pobreza superiores às demais regiões em todo o período abordado.

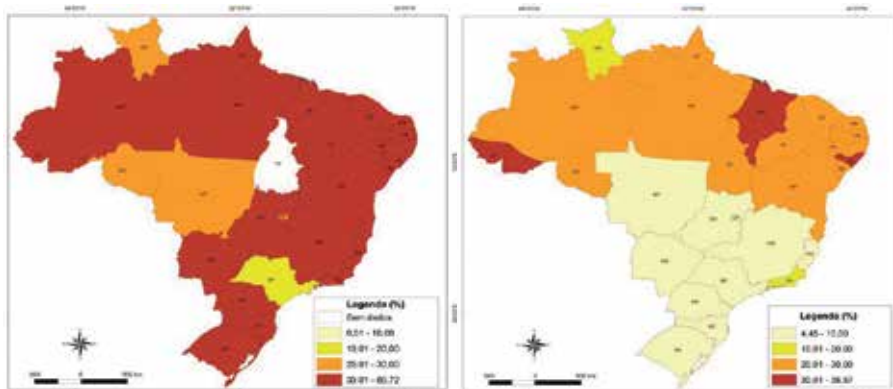
Não obstante a redução observada na proporção de pobres nas macrorregiões brasileiras desde a realização da primeira Pnad, em 1976, os dados revelam que as regiões Norte e Nordeste ainda apresentam taxas de pobreza elevadas (27,46% e 30,81%, respectivamente) para o ano de 2012, ao contrário do que se observa nas demais regiões, que apresentam cerca de 7% dos seus indivíduos pobres.

13. No ano de 2004 o Programa Bolsa Família detinha 6,5 milhões de beneficiários, que, somados, contabilizavam um dispêndio de R\$ 5,5 bilhões. Em 2012 o programa já contara com cerca de 13,9 milhões de beneficiários distribuídos em todos os estados brasileiros, e cujos benefícios pagos somavam em torno de R\$ 20,2 bilhões. Assim, no período 2004-2012 os gastos com o Bolsa Família triplicaram.



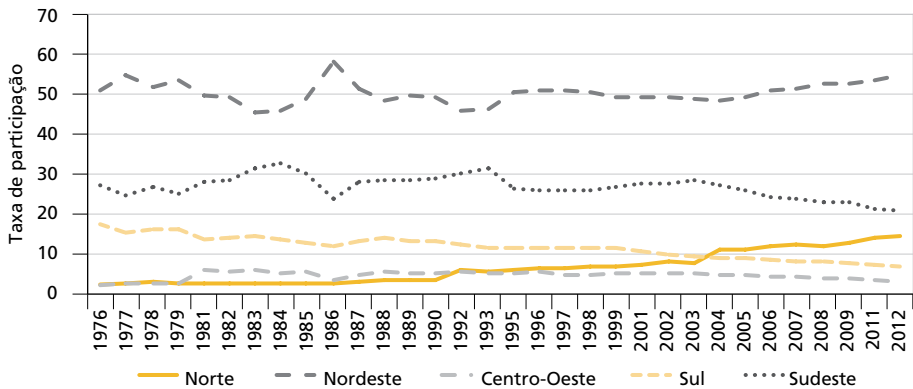
Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

MAPA 1
Percentual de pobres por estados do Brasil (1976 e 2012)
 1A – 1976
 1B – 2012



Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores com base no software ArcGIS.

GRÁFICO 3

Evolução da taxa de participação das macrorregiões brasileiras na pobreza nacional (1976-2012)

Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota do Editorial: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Convém destacar que esse resultado negativo para as regiões Norte e Nordeste deve-se, em parte, à maior proeminência das demais regiões do país em reduzir suas taxas de pobreza, pois, quando se observam as taxas de variação no período de 1976 a 2012, as regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste reduziram em -80,96%, -75,67% e -79,43%, respectivamente, seus níveis de pobreza, ao passo que as regiões Norte e Nordeste apresentaram uma redução com menos intensidade (-43,82% e -55,83%, concomitantemente). Esses resultados podem ser melhor interpretados visualizando-se o mapa 1, que demonstra uma clara divisão do país no período atual.

Outro dado importante a ser analisado, e que está exposto no gráfico 3, é a evolução da taxa de participação das macrorregiões brasileiras no total da pobreza nacional. Essa variável é construída dividindo-se o número absoluto de pobres da macrorregião, desconsiderando o peso de sua população, sobre o montante de pobres do país.

Observa-se, inicialmente, que a região Nordeste continuamente se destacou por também possuir, em termos absolutos, a maior parcela de indivíduos em estado de pobreza do Brasil, seguida pela região Sudeste. Mesmo com a redução fortemente observada nos indicadores de pobreza a partir do ano 2003, uma particularidade importante constatada é o crescimento iniciado nesse ano da participação das regiões

Nordeste e Norte¹⁴ no total da pobreza nacional. Esse resultado, possivelmente, pode ser oriundo de características inerentes às regiões que geram dinâmicas diferenciadas das taxas de pobreza. Um exemplo desse argumento na literatura é a relação triangular entre crescimento, pobreza e desigualdade, definida por Bourguignon (2004). Segundo o autor, em sociedades com níveis de desigualdade mais elevada¹⁵ e uma população com um menor conjunto de dotações, os efeitos do crescimento da renda tendem a ter um impacto reduzido sobre os níveis de pobreza. Assim, a próxima seção apresenta a metodologia do modelo de fator dinâmico latente, que é uma alternativa para explicar os comportamentos das taxas de pobreza dos estados e das macrorregiões do Brasil, por meio da decomposição de suas flutuações em fatores nacional, regionais e estaduais.

4 METODOLOGIA

4.1 Dados

Os dados que viabilizaram o estudo foram obtidos junto ao Ipea, e são oriundos da Pnad elaborada pelo IBGE. Foram utilizados dados anuais da renda domiciliar *per capita* dos estados para os quais a Pnad estava continuamente disponível no período de 1976 a 2012, e, deste modo, construídas as respectivas taxas de pobreza utilizando como linha o dobro da estimativa regionalizada do valor de uma cesta de alimentos com a quantidade de calorias necessárias para suprir adequadamente um indivíduo, segundo recomendações da Organização Mundial da Saúde (OMS) e da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO).¹⁶ Desse modo, essa forma de contabilização da pobreza é mais fidedigna por considerar os efeitos diferenciados de custo de vida para 24 regiões brasileiras. A amostra é formada por 25 estados e o Distrito Federal; a exceção é o estado do Tocantins, que foi criado apenas no ano de 1988. Destaca-se, também, que a Pnad não foi realizada nos anos de 1980, 1986, 1991, 1994, 2000 e 2010; assim, para dirimir a perda de graus de liberdade, para esses anos foram calculadas as médias entre os períodos imediatamente posterior e anterior, de modo a preencher os valores dos citados anos. Portanto, são 37 observações da taxa de pobreza (1976-2012) para cada estado, totalizando uma amostra com 962 observações.

14. Antes de 2004 a Pnad não captava a pobreza das áreas rurais do Norte brasileiro; assim, isso pode ter influenciado uma subestimação dos valores da região.

15. Segundo dados das Pnads, com base no coeficiente de Gini, os estados das regiões Norte e Nordeste apresentam, em geral, as maiores taxas de desigualdade de renda do Brasil.

16. Os dados e a metodologia de contabilização da pobreza estão disponíveis em: <<https://goo.gl/XcZwvr>>. Acesso em: 6 jul. 2018.

TABELA 1
Estatística descritiva das taxas de pobreza dos estados brasileiros (1976-2012)

Estado	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
a) Norte				
Acre	38,59	7,23	17,32	51,11
Amazonas	38,18	8,82	18,36	54,66
Amapá	37,11	12,26	3,860	61,46
Pará	45,37	7,74	27,61	55,96
Rondônia	28,84	7,70	8,260	45,16
Roraima	26,86	2,56	1,670	56,53
Alagoas	61,81	10,39	34,64	73,70
Bahia	56,52	11,55	27,87	70,27
Ceará	59,82	14,46	28,30	79,19
Maranhão	66,12	12,83	36,57	83,24
Paraíba	60,48	15,18	26,91	81,08
Pernambuco	57,74	11,43	27,37	71,71
Piauí	66,72	17,49	27,64	86,72
Rio Grande do Norte	55,56	14,30	23,55	77,50
Sergipe	54,24	13,07	24,07	72,46
b) Sul				
Espírito Santo	27,09	11,01	6,000	46,10
Minas Gerais	28,37	11,19	6,440	47,26
Rio de Janeiro	24,11	7,16	10,54	38,80
São Paulo	16,95	5,19	7,050	27,94
Paraná	31,08	12,99	6,880	51,06
Rio Grande do Sul	25,46	8,16	8,400	38,47
Santa Catarina	21,95	11,28	4,210	41,36
Distrito Federal	20,23	6,27	7,290	32,62
Goiás	26,94	10,78	5,900	46,60
Mato Grosso do Sul	24,13	10,34	5,500	44,25
Mato Grosso	25,40	9,53	7,350	41,77

Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

As estatísticas descritivas da tabela 1 mostram que os estados da região Norte, que representam a junção das macrorregiões Norte e Nordeste, segundo a classificação utilizada pelo IBGE, foram os que apresentaram as maiores taxas médias de pobreza no período.

4.2 O modelo de fator dinâmico latente

O modelo de fator dinâmico latente é dado por:

$$y_{i,t} = \beta_i^n f_t^n + \beta_i^r f_{j,t}^r + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

onde $y_{i,t}$ é a taxa de pobreza do estado i ($i = 1, \dots, N$) a partir do ano $t - 1$ ao t ($t = 1, \dots, T$). O primeiro fator (f_t^n) é comum a todas as $N = 26$ taxas de pobreza estaduais que foram consideradas. Os fatores regionais ($f_{j,t}^r$) são comuns aos estados em cada uma das $J = 2$ regiões específicas do Brasil. Optou-se por duas regiões para que se garantisse um número de estados suficientemente grande para as estimações de β_i^r e $f_{j,t}^r$. Os coeficientes β_i^n e β_i^r medem as respostas da taxa de pobreza de um estado individualmente a mudanças nos fatores nacional e regionais, respectivamente. Um alto β_i^n , por exemplo, significa que a taxa de pobreza do estado responde mais fortemente ao fator nacional da pobreza. Finalmente, ε_{it} é o termo particular ou componente idiossincrático do estado.

Como ε_{it} , f_t^n e $f_{j,t}^r$ seguem processos autorregressivos (AR), (2) é o modelo de fator dinâmico latente. Cada componente idiossincrático segue um processo AR (p):

$$\varepsilon_{it} = \rho_{i1} \varepsilon_{i,t-1} + \dots + \rho_{i,p} \varepsilon_{i,t-p} + u_{i,t}, \quad (3)$$

onde $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$ e $E(u_{i,t} u_{i,t-s}) = 0$ para $s \neq 0$. Da mesma forma, os processos AR (q) geram os fatores nacional e regional:

$$f_t^n = \rho_1^n f_{t-1}^n + \dots + \rho_q^n f_{t-q}^n + u_t^n, \quad (4)$$

$$f_{j,t}^r = \rho_{j,1}^r f_{j,t-1}^r + \dots + \rho_{j,q}^r f_{j,t-q}^r + u_{j,t}^r (j = 1, \dots, J), \quad (5)$$

onde $u_t^n \sim N(0, \sigma_n^2)$, $u_{j,t}^r \sim N(0, \sigma_{j,r}^2)$ e $E(u_t^n u_{t-s}^n) = E(u_{j,t}^r u_{j,t-s}^r) = 0$ para $s \neq 0$. Como é padrão na literatura, é assumido que os choques em (3)-(5) não são correlacionados contemporaneamente em todos os *leads* e *lags*; assim, os fatores nacional, regionais e estaduais são ortogonais. As ordens dos processos AR (p e q) foram construídas com valor igual a dois ao estimar o modelo de fator dinâmico. Outros valores diferentes de zero para p e q produzem resultados semelhantes.

A análise do modelo de fator dinâmico nas equações (3)-(6) consiste na especificação de uma densidade de probabilidade gaussiana para os dados $\{y_t\}$, condicionais a um conjunto de parâmetros η e um conjunto de variáveis latentes $\{f_t\}$. Chama-se essa função densidade de $g_y(Y|\eta, F)$, onde Y denota o $MNT \times 1$ vetor de dados observáveis (M representa o número de séries temporais por estado) e F denota o $KT \times 1$ vetor de fatores dinâmicos (K é a dimensão dos processos estocásticos dos fatores). Além disso, há uma especificação de uma densidade de probabilidade gaussiana $g_f(F)$ para o próprio F . Dada a distribuição prévia para η , $\pi(\eta)$, a distribuição posterior conjunta e as variáveis latentes são dadas pelo produto da verossimilhança e as funções prévias, $h(\eta, F|Y) = g_y(Y|\eta, F)g_f(F)\pi(\eta)$.

Vale ressaltar que o modelo de fator dinâmico atribui todos os comovimentos nas taxas de pobreza estaduais aos fatores nacional e regional f_t^n e $f_{j,t}^r$, por meio dos coeficientes β_i^n e β_i^r . No extremo, o estado com $\beta_i^n = \beta_i^r = 0$ terá, portanto, sua taxa de pobreza explicada pelo componente idiossincrático ($y_{i,t} = \varepsilon_{it}$), visualizada sem covariação com as taxas de pobreza dos outros estados.

A natureza latente dos fatores em (2) exclui a possibilidade de utilização de métodos de regressão convencionais para definir o modelo. Desse modo, segue-se Neely e Rapach (2011) e Kose, Otrok e Whiteman (2003; 2008) para estimar o modelo econométrico por meio do uso de técnicas bayesianas de aumento de dados (Tanner e Wong, 1987). Como apontado por Kose, Otrok e Whiteman (2003), os procedimentos bayesianos lidam eficientemente com grandes seções transversais de dados e um grande número de fatores em modelos de fatores dinâmicos. Utilizando o procedimento de cadeias de Markov Monte Carlo (MCMC), a estimação bayesiana implica o desenho de simulações a partir da distribuição posterior completa para os parâmetros e fatores do modelo esboçados sucessivamente a partir de uma série de distribuições condicionais. As propriedades da distribuição *a posteriori* dos parâmetros e dos fatores do modelo são baseadas em 200.000 repetições MCMC após 20.000 repetições *burn-in*.

Para programar a análise bayesiana, foram usadas as seguintes combinações conjugadas, que são semelhantes às utilizadas em Kose, Otrok e Whiteman (2003):

$$(\beta_i^n, \beta_i^r)' \sim N(0, I_2) (i = 1, \dots, N), \quad (6)$$

$$(\rho_{i,1}, \dots, \rho_{i,p})' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{p-1})] (i = 1, \dots, N), \quad (7)$$

$$(\rho_1^n, \dots, \rho_q^n)' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{q-1})], \quad (8)$$

$$(\rho_{j,1}^r, \dots, \rho_{j,q}^r)' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{q-1})] (j = 1, \dots, J), \quad (9)$$

$$\sigma_i^2 \sim IG(6, 0.001)(i = 1, \dots, N), \quad (10)$$

onde *IG* indica a distribuição gama inversa. Essas são propriedades reconhecidas na literatura, e os resultados não são sensíveis a perturbações razoáveis delas. As equações (7)-(9) implicam que as distribuições *a priori* para os parâmetros AR tornam-se mais firmemente centradas em zero à medida que se aumenta o comprimento dos *lags*.

Outra característica importante dessa metodologia é a possibilidade de aferir o grau de influência nacional sobre as taxas de pobreza estaduais, por meio do cálculo da contribuição do fator nacional para a variabilidade total das taxas de pobreza de um estado. Esta decomposição da variância é simples de ser calculada para fatores ortogonais:

$$\theta_i^n = (\beta_i^n)^2 \text{var}(f_t^n) / \text{var}(y_{i,t})(i = 1, \dots, N), \quad (11)$$

onde:

$$\text{var}(y_{i,t}) = (\beta_i^n)^2 \text{var}(f_t^n) + (\beta_i^r)^2 \text{var}(f_{j,t}^r) + \text{var}(\varepsilon_{i,t})(i = 1, \dots, N), \quad (12)$$

e θ_i^n é a proporção da variabilidade total na taxa de pobreza no estado *i* atribuível ao fator nacional. As magnitudes relativas de θ_i^n e θ_j^n , por exemplo, dependem tanto dos coeficientes fatoriais quanto da volatilidade da pobreza relativa nos estados *i* e *j*. As proporções da variabilidade total da taxa de pobreza do estado *i* atribuível ao fator regional e local (θ_i^r e θ_i^l , respectivamente) são definidas de forma semelhante. Como θ_i^n , θ_i^r e θ_i^l são funções dos parâmetros e dados do modelo, o algoritmo MCMC desenha, a partir das respectivas distribuições posteriores, cada estatística para cada replicação e para cada estado.

Ressalta-se que o modelo econométrico utilizado aqui é uma aplicação do modelo multifatorial dinâmico não observável empregado em Kose, Otrok e Whiteman (2003)¹⁷ e Neely e Rapach (2011). Tais modelos são as contrapartidas dinâmicas para modelos de fatores não observados estáticos que são comuns em psicologia. Um modelo de fator estático fornece uma descrição da matriz de variância-covariância de um conjunto de variáveis aleatórias; o método de componentes principais é uma aplicação desta ideia. Já um modelo de fator dinâmico é mais completo, pois fornece uma descrição da densidade espectral de um conjunto de séries de tempo, e, assim, os fatores descrevem a covariância contemporânea e temporal entre as variáveis.

17. O código Matlab usado para gerar os resultados da estimação bayesiana é baseado no código Gauss, gentilmente cedido por Christopher Otrok por meio de seu *website*.

5 RESULTADOS

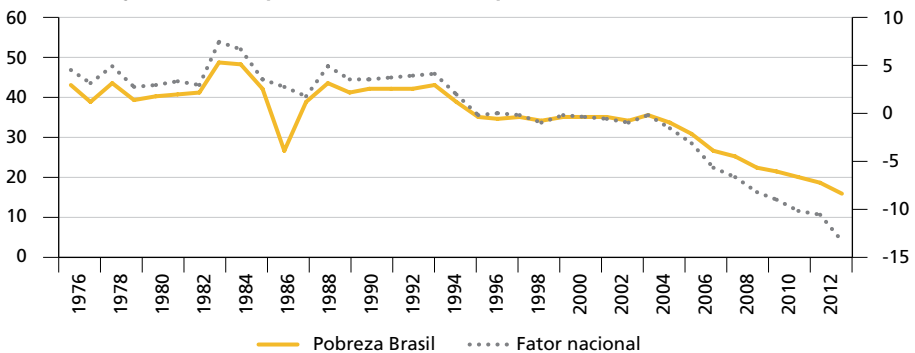
Esta seção apresenta os resultados da estimação do modelo de fator dinâmico latente bayesiano, além de discutir os padrões da série histórica do fator nacional e dos fatores regionais, à medida que cada um dos fatores explica as taxas de pobreza estaduais por meio das decomposições da variância (θ_i^n , θ_i^r , e θ_i^l).

5.1 Fatores nacional e regionais

Nesta subseção são apresentados os resultados da dinâmica dos fatores nacional e regionais relativos às respectivas taxas médias de pobreza. Ressalta-se que os fatores regionais são oriundos da divisão do Brasil em duas grandes regiões: Norte e Sul. A região Norte é formada pelos estados que compõem as macrorregiões Norte e Nordeste pela divisão tradicional elaborada pelo IBGE, e a região Sul pelos estados das macrorregiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Essa divisão utilizada no trabalho fundamenta-se no fato de os estados da suposta região Norte exibirem níveis de pobreza bem superiores às demais unidades geográficas do país.¹⁸

GRÁFICO 4

Evolução da taxa de pobreza no Brasil e comportamento do fator nacional (1976-2012)



Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração dos autores.

Adverte-se que qualquer divisão em grupos regionais é, em certa medida, subjetiva. Contudo, isso não acarreta problemas econométricos, uma vez que os fatores nacionais e regionais são ortogonais no modelo de fator dinâmico; portanto, inferir sobre o fator nacional não depende do agrupamento regional. Ou seja, obtêm-se as mesmas estimativas de f_t^n , β_i^n e θ_i^n para qualquer agrupamento regional.

Nesse sentido, o gráfico 4 exhibe conjuntamente a evolução da taxa de pobreza média do Brasil e o comportamento do fator nacional. Essa estratégia de exposição demonstra a similaridade entre o comportamento do fator nacional

18. Veja o comentário do tamanho da amostra.

e a taxa de pobreza nacional no período de 1976 a 2012.¹⁹ Nota-se que há uma volatilidade acentuada no período compreendido entre 1976 e 1993, mas sem quebra de tendência em ambas as variáveis. Porém, as estimativas do fator nacional sugerem que a adoção do Plano Real, entre 1993 e 1994, teve forte influência em modificar a taxa de pobreza nacional, já que foi responsável por reduzir a inflação acumulada, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), de 2.477,15%, no ano de 1993, para 22,41%, no ano de 1995. Outro ponto de destaque é a forte e acentuada redução esboçada na série do fator nacional e acompanhada pela taxa de pobreza a partir do ano de 2003, que pode ser atribuído, em parte, à expansão dos programas de transferência de renda consolidados no Bolsa Família²⁰ e à forte valorização do salário mínimo a partir desse ano.²¹

Obviamente, como os fatores não são observáveis e tem-se apenas uma estimativa de seu comportamento com base em hipóteses de séries de tempo, não se pode inferir de imediato o que é o fator nacional. Entretanto, a literatura tem dado considerável importância à estabilização econômica proveniente do Plano Real e às políticas de transferências de renda em modificar a pobreza no Brasil.

Segundo Souza (2011), as evidências empíricas dos programas sociais e do Bolsa Família demonstram sua efetividade em focalizar as transferências de renda para as famílias mais pobres, mas não em estimular de maneira significativa a acumulação de capital humano das novas gerações, que é um de seus propósitos. Contudo, para o autor, criou-se no Brasil uma tecnologia de políticas públicas de alcance aos mais pobres.

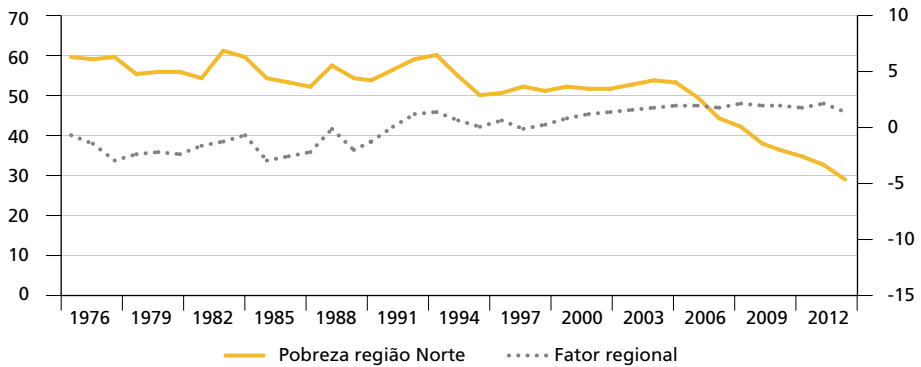
Na opinião de Rocha (2013), o Plano Real “colocou um ponto final na inflação elevada e crônica, e alterou radicalmente a vida dos brasileiros e a gestão do Estado, abrindo caminho para progressos mais rápidos em outras áreas”. Para ela, as transferências de renda tiveram efeitos importantes na redução da desigualdade e no aumento da renda dos mais pobres, principalmente quando se leva em consideração a relação custo-benefício. Todavia, para a autora a principal variável que permitiu essa diminuição de forma sustentada da pobreza, notadamente a partir de 2003, foi o funcionamento favorável do mercado de trabalho.

19. Considerando a volatilidade da série, foi empregado o teste de raiz unitária de Levin, Lin e Chu (2002), que demonstrou a estacionariedade das séries. Os resultados do teste encontram-se no apêndice deste artigo.

20. A decomposição das fontes de rendimento pessoal, a partir dos dados da Pnad/IBGE, mostra que a renda proveniente de “projetos sociais e outras” cresceu fortemente em todos os estados brasileiros a partir de 2003, sendo, na maioria dos casos, a fonte com maior crescimento. No apêndice deste artigo encontram-se as tabelas com essas informações.

21. O salário mínimo real, medido em reais do ano de 2014 e deflacionado pelo INPC, valorizou-se 90,33% entre janeiro de 2003 e janeiro de 2012.

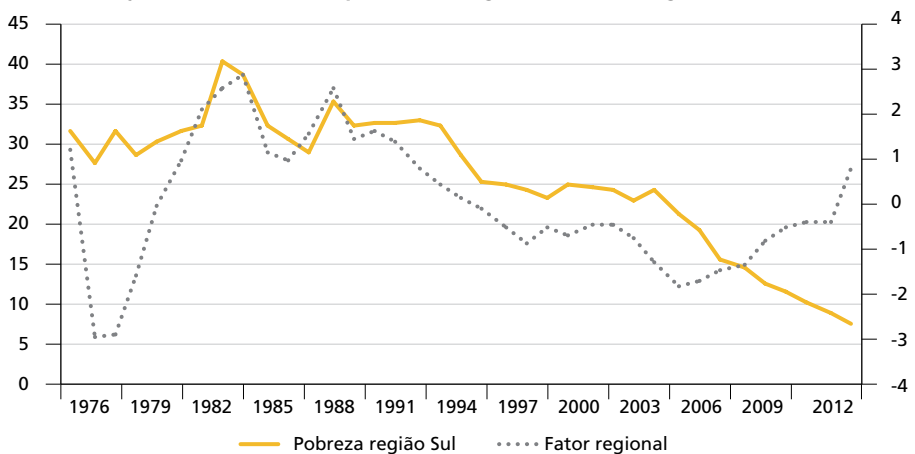
GRÁFICO 5
Evolução da taxa média de pobreza na Região Norte e fator regional (1976-2012)



Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6
Evolução da taxa média de pobreza na região Sul e fator regional (1976-2012)



Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração dos autores.

Já com relação à possibilidade de existência de trajetórias comuns na pobreza regional brasileira, apresentam-se os resultados da decomposição dos fatores regionais nos gráficos 5 e 6, que são, respectivamente, evoluções da pobreza média da região Norte e fator regional norte, e pobreza média da região Sul e fator regional sul. Os dados demonstram razoável sensibilidade entre o comportamento dos fatores e as taxas de pobreza. Porém, em ambas as regiões destaca-se o fato de os fatores regionais terem trajetória nitidamente diferente da taxa de pobreza a partir do ano de 2003. Vale ressaltar, ainda, o forte e curioso crescimento do fator regional sul iniciado no

citado ano. Nas próximas seções apresentam-se os resultados da decomposição da variância dos fatores, que expõem de maneira mais nítida os diferenciais regionais.

5.2 Decomposição da variância

Com o intuito de ter uma dimensão exata do grau da proporção da variação da pobreza que é devida aos fatores nacional, regional e local, apresentam-se, na tabela 2, os valores da decomposição da variância dos fatores para os estados brasileiros no período de 1976 a 2012.

Os resultados indicam que, em média, o fator nacional foi responsável por explicar, aproximadamente, três quartos da volatilidade da taxa de pobreza dos estados do Brasil. As exceções foram os estados da região Norte (Acre, Amazonas, Rondônia, Amapá e Roraima), que apresentaram forte fator idiossincrático e regional. Destaca-se que esses estados possuem características únicas em seu território: cidades isoladas, extensas áreas de mata e carência de investimentos em infraestrutura marcaram um subdesenvolvimento da região em relação a outras partes do país.

Ademais, no que se refere à região Sul, observa-se que o estado de São Paulo (63,6%) e o Distrito Federal (66,9%) apresentaram uma menor influência do fator nacional sobre a variação da pobreza; em contrapartida, exibiram uma considerável influência do fator idiossincrático (32,9% e 29,7%, respectivamente). Esse resultado advém, provavelmente, do fato de São Paulo ser o estado de maior dinâmica econômica do país, apresentando maior PIB e menor informalidade no mercado de trabalho; e Brasília, por ter o maior PIB *per capita* e concentrar a maior parte das atividades da administração pública federal.

TABELA 2

Decomposição da variância da taxa de pobreza para os estados do Brasil (1976-1994, 1995-2012 e 1976-2012)

Estado/fator	Nacional (1976-1994)	Nacional (1995-2012)	Nacional (1976-2012)	Regional (1976-1994)	Regional (1995-2012)	Regional (1976-2012)	Local (1976-1994)	Local (1995-2012)	Local (1976-2012)
Acre	8,22	15,98	6,91	13,76	52,40	29,20	78,02	31,63	63,90
Amazonas	6,96	49,78	0,91	47,17	24,13	53,00	45,87	26,09	46,00
Pará	22,54	73,19	73,20	42,74	23,01	10,70	34,72	3,80	16,00
Rondônia	2,43	47,52	13,40	57,62	33,48	48,80	39,95	19,00	37,80
Amapá	1,55	14,15	10,80	12,22	13,56	5,89	86,23	72,29	83,30
Roraima	2,98	12,47	9,62	17,26	56,59	17,60	79,76	30,94	72,80
<i>Região Norte</i>	7,45	35,52	19,01	31,80	33,86	27,50	60,76	30,63	53,30
Maranhão	5,52	77,14	91,00	26,72	19,65	2,72	67,76	3,21	6,24
Piauí	39,30	78,34	94,80	26,06	20,48	3,13	34,64	1,18	2,10
Ceará	58,53	78,31	96,90	17,13	20,91	1,71	24,34	0,78	1,39
Rio Grande do Norte	64,76	76,62	97,20	7,08	22,37	1,04	28,16	1,01	1,77
Paraíba	38,87	73,70	93,90	18,93	23,33	2,46	42,21	2,97	3,59

(Continua)

(Continuação)

Estado/fator	Nacional (1976-1994)	Nacional (1995-2012)	Nacional (1976-2012)	Regional (1976-1994)	Regional (1995-2012)	Regional (1976-2012)	Local (1976-1994)	Local (1995-2012)	Local (1976-2012)
Pernambuco	62,12	71,34	95,70	14,13	27,41	0,74	23,75	1,25	3,55
Alagoas	32,14	68,02	90,90	3,81	30,53	0,84	64,05	1,46	8,22
Sergipe	58,67	79,01	96,50	14,36	19,28	1,43	26,97	1,71	2,08
Bahia	40,98	78,52	94,40	18,57	20,73	0,82	40,44	0,75	4,81
<i>Região Nordeste</i>	44,54	75,67	94,60	16,31	22,74	1,70	39,15	1,59	3,70
Minas Gerais	66,47	79,79	95,40	14,95	19,82	2,49	18,58	0,39	2,11
Espírito Santo	18,10	78,88	84,50	32,53	19,67	6,32	49,37	1,45	9,20
Rio de Janeiro	26,02	71,12	82,30	30,10	23,20	4,18	43,88	5,67	13,50
São Paulo	39,99	54,26	63,70	32,99	40,26	3,40	27,03	5,48	32,90
<i>Região Sudeste</i>	37,65	71,01	81,50	27,64	25,74	4,10	34,72	3,25	14,40
Paraná	55,10	79,60	92,20	13,49	19,19	1,35	31,41	1,21	6,41
Santa Catarina	59,93	77,04	86,10	15,14	20,09	2,88	24,93	2,87	11,00
Rio Grande do Sul	65,25	78,30	94,90	4,53	20,80	0,75	30,23	0,91	4,36
<i>Região Sul</i>	60,09	78,31	91,10	11,05	20,03	1,70	28,86	1,66	7,30
Mato Grosso do Sul	57,44	77,36	94,50	3,11	19,87	0,25	39,45	2,76	5,27
Mato Grosso	33,51	77,20	86,60	33,05	19,31	4,14	33,44	3,49	9,24
Goiás	41,22	79,50	91,30	22,85	19,29	3,15	35,93	1,21	5,55
Distrito Federal	28,47	56,34	66,90	33,49	37,48	3,36	38,04	6,18	29,70
<i>Região Centro-Oeste</i>	40,16	72,60	84,80	23,13	23,99	2,70	36,72	3,41	12,40
Brasil	36,04	65,52	73,20	22,07	25,65	8,17	41,89	8,83	18,60

Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração do autor.

5.3 Análise por subamostras

Como exercício adicional, buscando refinar a investigação, foi realizado o procedimento de estimação para os subperíodos de 1976 a 1994 e 1995 a 2012.²² Desse modo, além de reconhecer a inflexão que o Plano Real constitui para a economia brasileira, busca-se corrigir eventuais problemas de variabilidade dos

22. O primeiro subperíodo corresponde ao desequilíbrio macroeconômico brasileiro, com déficits orçamentários persistentes, alta inflação, distorções comerciais, ampla propriedade do governo de empresas em determinados setores produtivos e um ineficiente e mau sistema de segurança social que não atingia a maioria dos pobres. O segundo subperíodo corresponde à primazia do Plano Real, em que: a inflação foi mantida sob controle; o equilíbrio fiscal restaurado; as quotas de importação foram substituídas por tarifas harmonizadas; algumas empresas estatais foram privatizadas; e, ao mesmo tempo, essas políticas foram acompanhadas por uma significativa expansão das transferências de seguridade e assistência social.

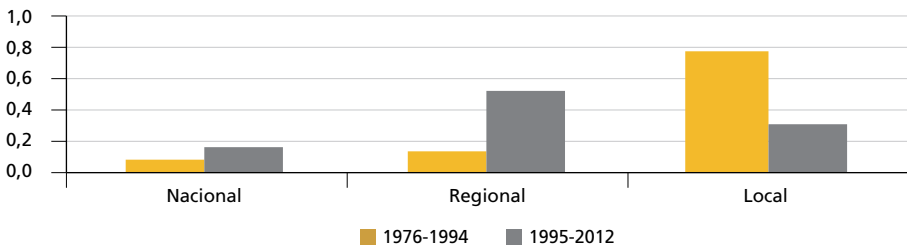
coeficientes ao longo de grandes espaços de tempo, dado que a série de pobreza reduziu consideravelmente nos últimos anos.

Assim sendo, o gráfico 7 exibe a decomposição da variância da taxa de pobreza dos fatores nacional, regional e local dos estados brasileiros para os subperíodos de 1976 a 1994 (barras amarelas) e 1995 a 2012 (barras cinzas). Nota-se que, no primeiro momento, houve uma predominância da participação do fator local em explicar oscilações da pobreza na maioria dos estados, de tal modo que o valor médio da variância do fator local foi de 41,9%, ao passo que a média da variância do fator nacional (36,0%) e do fator regional (22,1%) para os estados do Brasil foram menores no período de 1976 a 1994. No entanto, para a subamostra de 1995 a 2012 há uma mudança considerável. Pode-se notar que o fator nacional cresce em todas as Unidades da Federação (UFs). Dessa maneira, o valor médio da variância da pobreza que é atribuída ao fator nacional passa a ser 65,5%; a do fator regional permanece, relativamente, estável (25,6%); e a média da variância do fator local reduz-se para 8,8%.

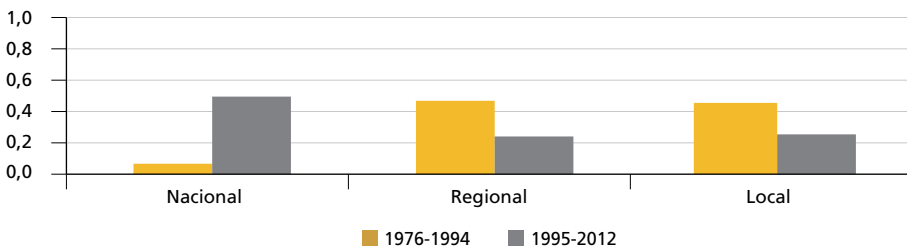
GRÁFICO 7

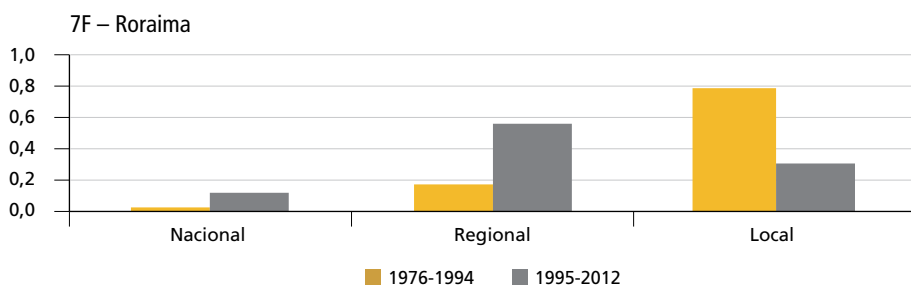
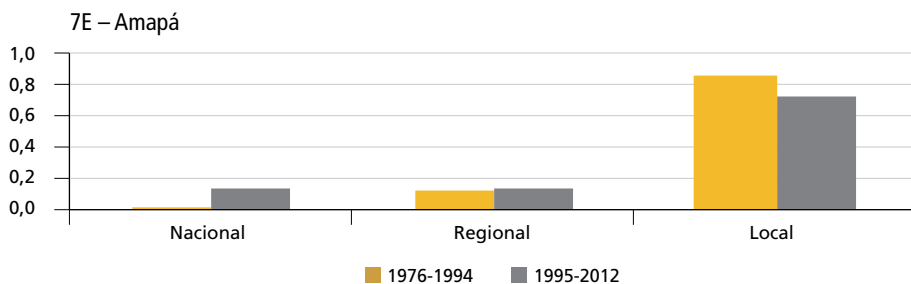
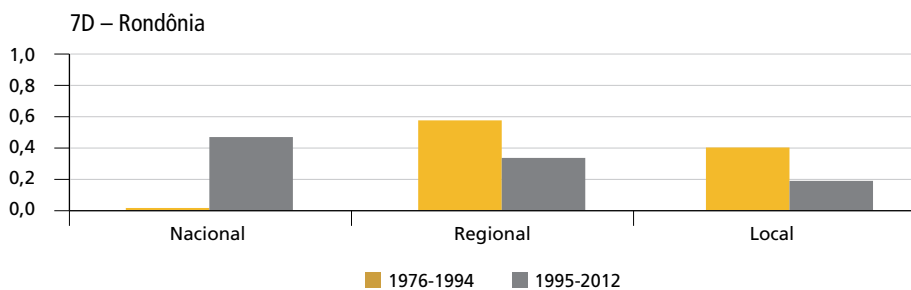
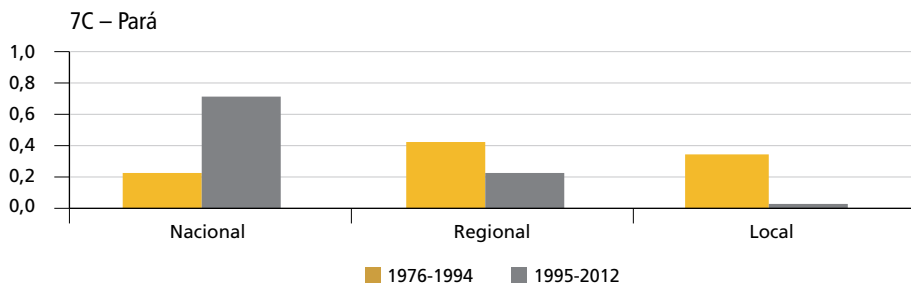
Decomposição da variância da taxa de pobreza dos estados brasileiros por subamostras (1976-1994 e 1995-2012)

7A – Acre

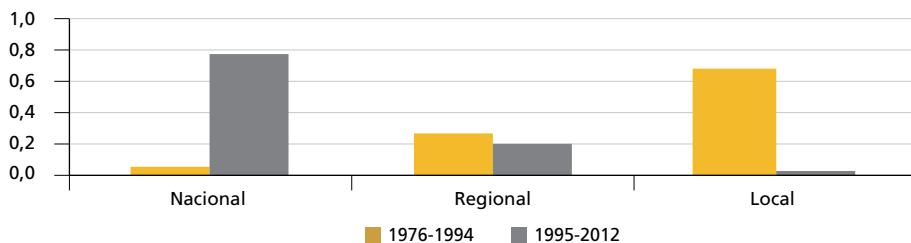


7B – Amazonas

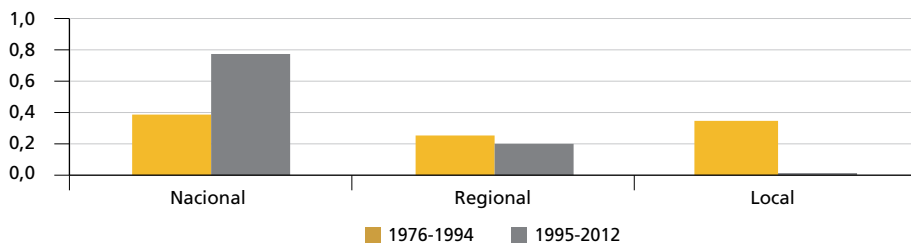




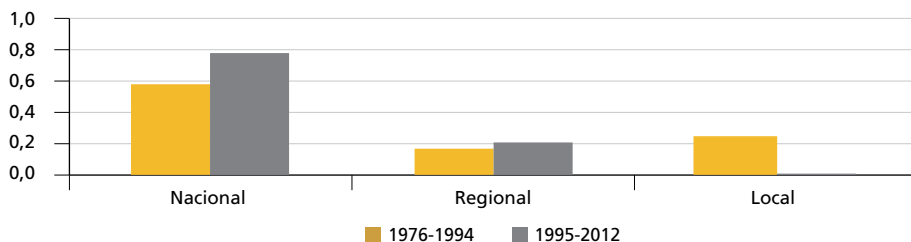
7G – Maranhão



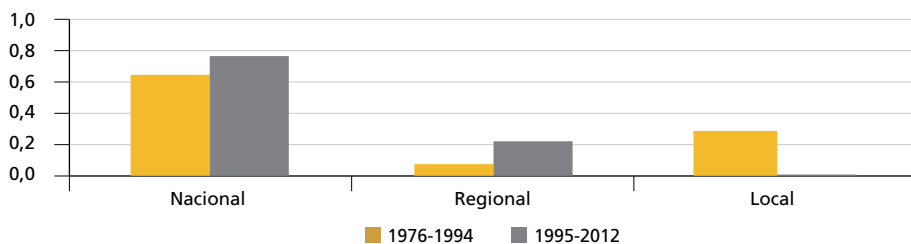
7H – Piauí



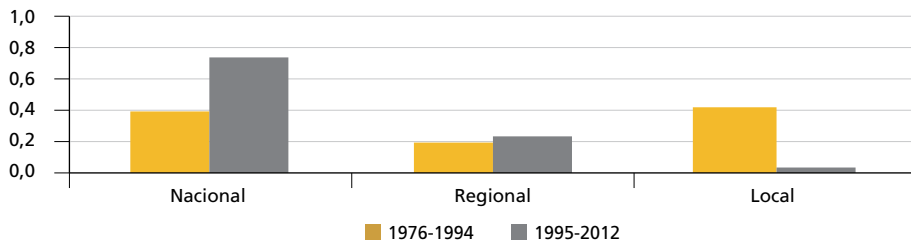
7I – Ceará



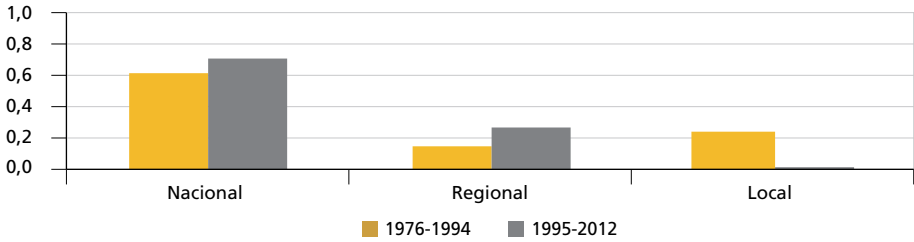
7J – Rio Grande do Norte



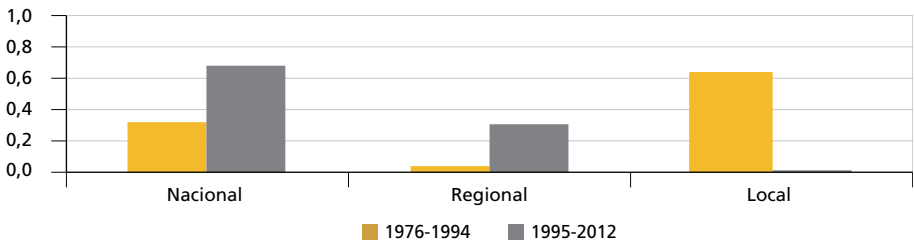
7K – Paraíba



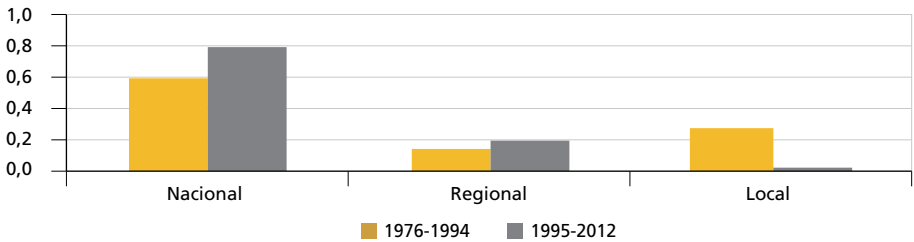
7L – Pernambuco



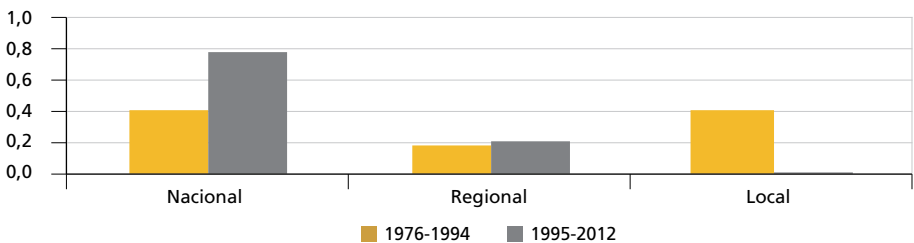
7M – Alagoas



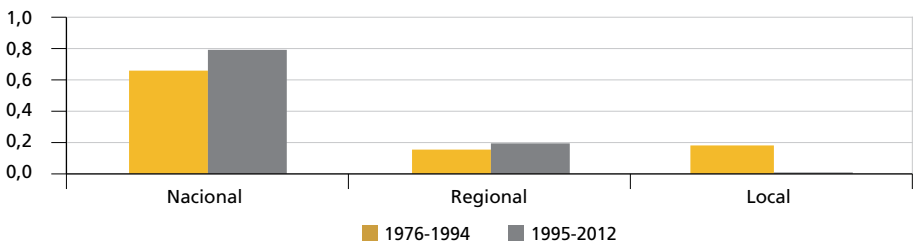
7N – Sergipe



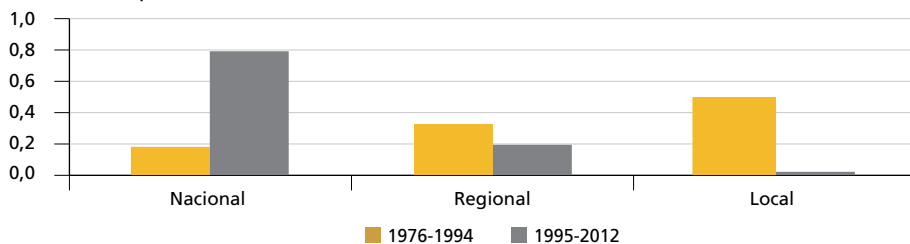
7O – Bahia



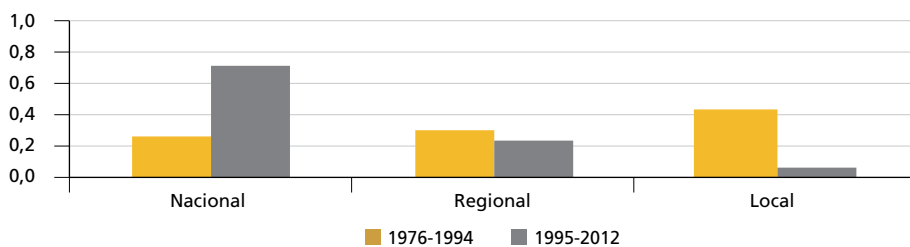
7P – Minas Gerais



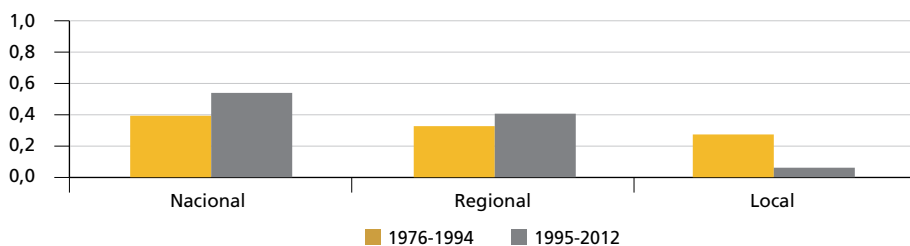
7Q – Espírito Santo



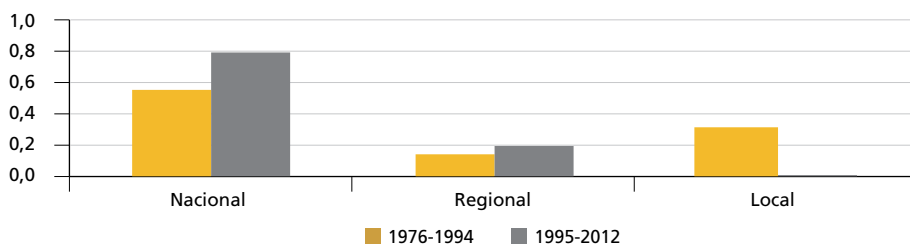
7R – Rio de Janeiro

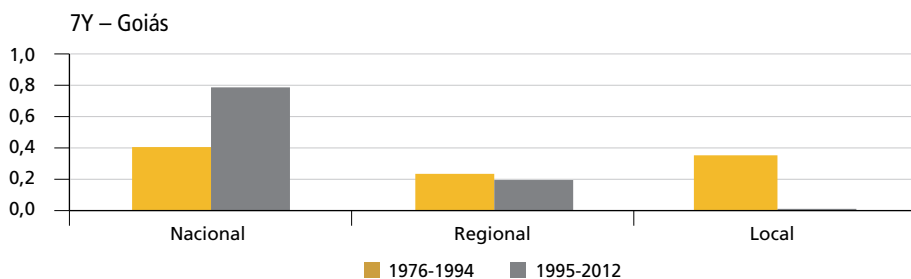
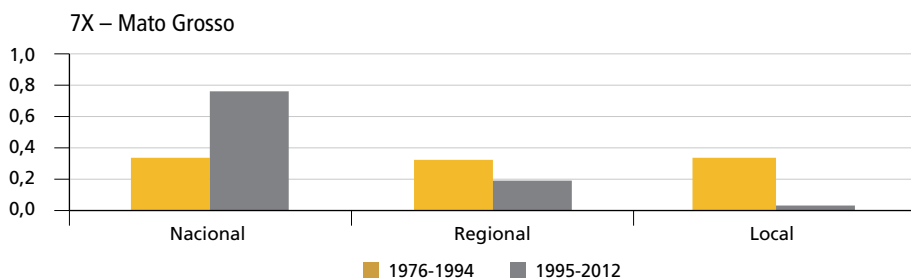
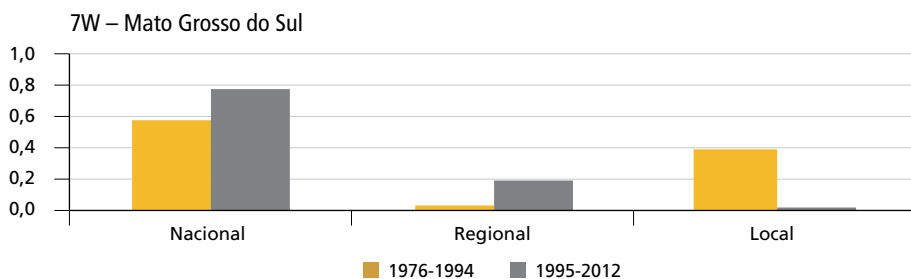
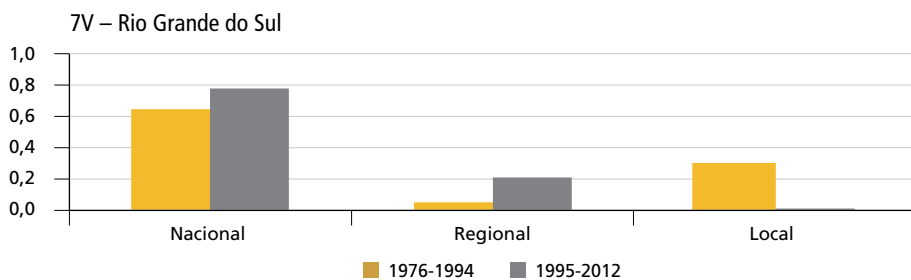
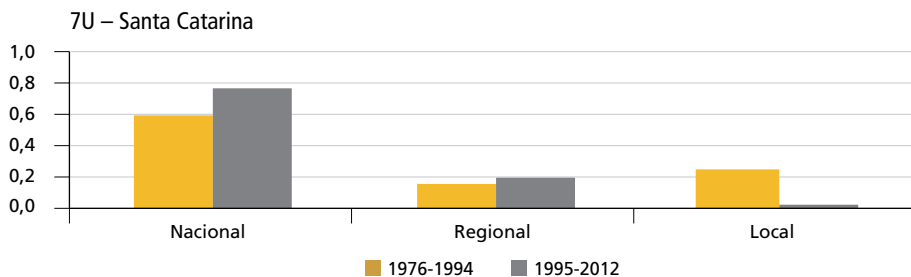


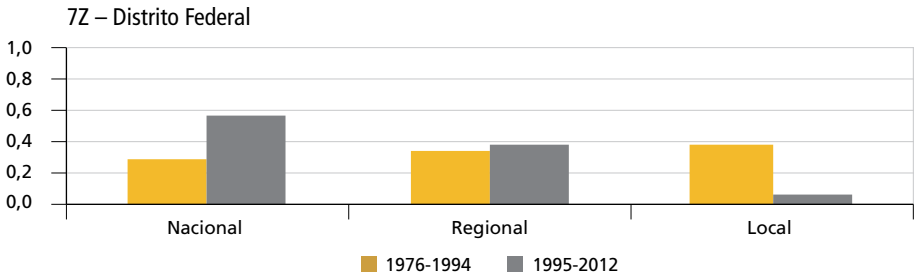
7S – São Paulo



7T – Paraná



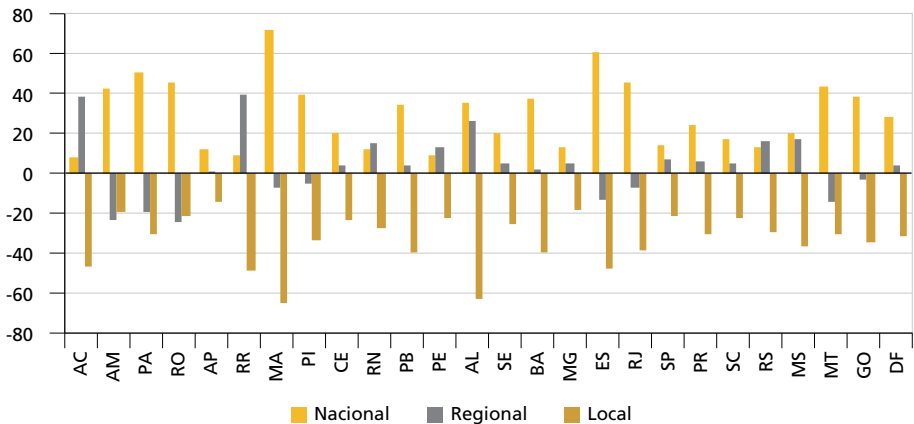




Elaboração dos autores.

O gráfico 8, que apresenta a taxa de variação da parcela da variância atribuível aos fatores nacional, regional e local entre os períodos analisados, deixa evidente a inversão entre os fatores local e nacional. Observa-se que a importância do fator nacional em alterar a taxa de pobreza cresceu em todos os estados, ao contrário do que ocorreu com o fator local, que teve uma redução em todas as UFs. Destaca-se o estado do Maranhão, que apresentou o maior crescimento da variância da pobreza oriunda do fator nacional, passando de 5,51%, no período 1976-1994, para 77,1%, entre 1995 e 2012, ou seja, apresentou um crescimento de 71,6 pontos percentuais (p.p.).

GRÁFICO 8
Taxa de variação da parcela da variância da pobreza atribuível aos fatores nacional, regional e idiossincrático entre os períodos em análise (1976-1994 e 1995-2012)



Elaboração dos autores.

Esses resultados demonstram a importância exercida pela mudança no contexto macroeconômico nacional, notadamente a partir de 1995, em alterar a pobreza no Brasil. Pode-se fazer referência, como fonte dessas causas, às já citadas políticas macroeconômicas que permitiram a estabilização monetária e o equilíbrio das finanças

públicas, desencadeando, com isso, a possibilidade de políticas de aumentos de gastos sociais e previdenciários, a ampliação da oferta de crédito e os aumentos reais do salário mínimo possibilitados pelos ganhos de produtividade oriundos das medidas anteriores. Do ponto de vista prático, esse resultado fortalece o argumento da necessidade de o governo federal responsabilizar-se cada vez mais por questões fundamentais ao equilíbrio macroeconômico do país.

Não é particularmente surpreendente que todo esse conjunto de influências sobre a pobreza perpassa a todas as UFs. Contudo, como demonstram os resultados, esses efeitos distribuem-se de maneira distinta entre os estados.²³ Assim, torna-se interessante investigar que possíveis condições econômicas dos estados brasileiros estão associadas a comportamentos diferenciados dos fatores local/regionais. Nesse sentido, a próxima seção explora possíveis características estaduais que podem estar relacionadas à geração de efeitos assimétricos.

6 A RELAÇÃO ENTRE A ESTRUTURA ECONÔMICA E OS FATORES DINÂMICOS

Para expandir a análise das decomposições da variância da seção anterior, mais precisamente a realizada no íterim 1995-2012, esta seção busca evidências de características estruturais das economias estaduais e sua importância relativa na dependência da pobreza aos efeitos locais e regionais. Ressalta-se que seu objetivo não é explicar diretamente o efeito de variáveis explicativas sobre P_0 (pobreza), mas como essas variáveis poderiam explicar em que grau o indicador de pobreza local (P_{0i}) está relacionado aos fatores local e regional.

A forma de se combater a pobreza talvez deva ser bastante diferente na região i se a dinâmica de P_{0i} for quase que totalmente explicada pelo fator nacional, ao contrário do caso em que ela fosse totalmente desconectada do comportamento dos indicadores de pobreza em outras regiões. Essa análise é uma extensão na contribuição deste artigo, pois permite apontar possíveis variáveis que estariam explicando como dinâmicas comuns ou diferenciadas afetam o indicador de pobreza local.

Para fazer isso, foi empregado um simples dispositivo de resumo de dados que envolve regressões. Em particular, regrediu-se a fração de variância da pobreza atribuível a um determinado fator (local/regional) contra uma variedade de variáveis explicativas²⁴ que são relacionadas às características dos estados. Ressalta-se que as regressões na tabela 3 são apenas um indicativo de resposta; simplesmente as estatísticas t relatadas sugerem que regularidades merecem um estudo mais aprofundado.

23. Difícilmente é possível isolar a dimensão do impacto das variáveis relacionadas ao fator nacional, já que o Brasil é uma República Federativa e essas políticas têm validade em todo território nacional.

24. Além da natural expectativa de que essas variáveis estejam relacionadas às características dos estados, seu uso foi baseado em Ferreira, Leite e Ravallion (2010), com exceção da taxa de crescimento da população ocupada, motivada por Rocha (2013).

A tabela 3 resume os resultados sobre a ligação entre características estruturais da economia do estado e o papel dos fatores dinâmicos em explicar a volatilidade da pobreza. O resumo estatístico de quatorze regressões é relatado na tabela. Por exemplo, as colunas sob “fator local”, que são os resultados do relatório de regressão da fração de variação da pobreza de cada estado atribuível ao fator local contra sete variáveis explicativas de maneira individualizada. De modo similar, as colunas sob “fator regional” são os resultados do relatório de regressões usando a fração média de volatilidade da pobreza, contabilizados pelo fator regional como variável dependente.

TABELA 3
Resultados das regressões *cross-section* da decomposição da variância dos fatores local e regional com características dos estados

Características dos estados	Regressões bivariadas							
	a) Fator local				b) Fator regional			
	Coefficiente	Estatística t	Prob.	R ²	Coefficiente	Estatística t	Prob.	R ²
PIB <i>per capita</i>	-0,001	-0,796	0,434	0,00	0,003	2,135	0,043	0,05
TMI	-0,001	-0,949	0,352	0,01	-0,001	-0,656	0,518	0,01
Exp. vida	-0,001	-0,207	0,838	0,00	-0,003	-0,586	0,563	0,01
Taxa urb.	0,002	0,561	0,580	0,01	0,000	0,024	0,981	0,00
Educação	0,046	2,108	0,046	0,10	0,037	2,888	0,008	0,15
Desigualdade	-1,723	-2,709	0,012	0,18	-1,089	-1,611	0,120	0,17
Pop. ocupada	0,284	3,063	0,005	0,49	0,139	1,983	0,059	0,27

Fonte: Pnad/IBGE e Datasus.

Obs.: 1. As variáveis explicativas são fixas no tempo (1995), com exceção da proporção da população ocupada, que é a sua taxa de crescimento entre 1995 e 2012.

2. *PIB per capita*: produto interno bruto *per capita*; TMI: taxa de mortalidade infantil; Exp. vida: expectativa de vida; Taxa urb.: taxa de urbanização; Educação: média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais; Desigualdade: índice de Gini da renda domiciliar *per capita*; Pop. ocupada: taxa de crescimento da população ocupada.

As estimações foram realizadas usando mínimos quadrados ordinários (MQO)²⁵ com erros-padrão robustos à heterocedasticidade de White (1980). Os resultados das regressões bivariadas do grupo A mostram que educação e população ocupada têm uma relação significativa e positiva com o fator local ao nível de 5% e 1%, respectivamente. A desigualdade de renda é significativa e negativamente relacionada ao nível de 5% com o fator local. Ou seja, o estado que apresenta uma média educacional mais elevada, menor desigualdade de renda e maior crescimento da população ocupada tende a possuir um fator idiossincrático superior.

Os resultados das estimações do grupo B demonstram que o produto *per capita* (significante a 5%), o nível educacional (significante a 1%) e a dinâmica do mercado

25. Essa combinação da abordagem bayesiana com a frequentista é comum na literatura – por exemplo, Kose, Otrok e Whiteman (2003) e Neely e Rapach (2011).

de trabalho (taxa de crescimento da população ocupada, significante a 10%) são positivamente relacionados ao fator regional. Contudo, quando se observa a magnitude dos coeficientes estimados, nível educacional e população ocupada são mais relevantes para explicar os fatores regionais dos estados.

Finalmente, ressalta-se que, quando se leva em consideração o grau de ajustamento das regressões (R^2), em ambos os grupos, a variável mais importante para explicar fatores locais e regionais mais altos é a dinâmica do mercado de trabalho,²⁶ com R^2 de 0,49 e 0,27, respectivamente.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo analisou a evolução da pobreza no Brasil sob uma perspectiva diferente daquelas adotadas na literatura. Nesse estudo, seguindo Kose, Otrok e Whiteman (2003; 2008), estimou-se, com técnicas bayesianas, o modelo de fator dinâmico latente, que permitiu decompor a pobreza nos estados brasileiros em fatores nacional, regionais e componentes específicos estaduais, e, por meio da decomposição da variância dos fatores, responder se os movimentos da pobreza nos estados eram explicados com maior ênfase por influências de modificações em âmbito nacional ou por alterações em nível local/regional.

Conforme discutido na seção de fatos estilizados, há uma nítida diferença de magnitude das taxas de pobreza nas regiões brasileiras, em especial as regiões Norte e Nordeste do país *vis-à-vis* o Centro-Sul. Assim, avaliou-se a dinâmica da pobreza, ao longo das últimas quatro décadas, considerando aspectos estaduais e regionais. Para tanto, fez-se uso das taxas de pobreza dos estados brasileiros entre 1976 e 2012, calculadas por meio dos dados da Pnad, usando como linha a estimativa regionalizada do valor de uma cesta de alimentos com a quantidade de calorias necessárias para suprir adequadamente um indivíduo.

Os resultados demonstraram a similaridade entre o comportamento do fator nacional e a taxa média de pobreza nacional no período analisado, fato que foi corroborado pela decomposição da variância que indicou que, em média, o fator nacional foi responsável por explicar, aproximadamente, três quartos da volatilidade da taxa de pobreza dos estados brasileiros.

Como exercício adicional, reconhecendo a importância do Plano Real para a estabilidade macroeconômica brasileira e dado que a série de pobreza reduziu-se consideravelmente nos últimos anos, foram estimados também os fatores por subamostras (1976-1994 e 1995-2012). Os resultados deixaram evidente a inversão entre os fatores

26. Um dado que corrobora esse resultado é o tamanho e o aumento da participação da renda oriunda do trabalho (salários) na renda total da economia da maioria dos estados do Centro-Sul do país, *vis-à-vis* uma perda de participação nos estados do Norte-Nordeste, com exceção do Amapá e de Pernambuco. No apêndice B esses dados podem ser verificados.

local e nacional, destacando, de certo modo, a importância reconhecida na literatura (Ferreira, Leite e Ravallion, 2010) do controle da hiperinflação e do aumento dos gastos sociais do governo federal em alterar as taxas de pobreza no Brasil.

Ademais, buscando verificar características estruturais das economias estaduais com o intuito de estabelecer relações com os fatores anteriormente estimados, regressiu-se a fração de variância da pobreza atribuível a um determinado fator (local/regional) contra uma variedade de variáveis explicativas. A análise ratificou que estados com nível educacional mais elevado, menor desigualdade e melhor dinâmica no mercado de trabalho apresentam um fator local mais elevado. Outro resultado interessante foi a percepção de que os fatores regionais estão positivamente relacionados ao produto *per capita*, à educação média da população e, mais fortemente, ao crescimento do mercado de trabalho.

Portanto, este artigo elucida o questionamento inicial, confirmando que a mudança no contexto macroeconômico brasileiro teve proeminência em influenciar as taxas de pobreza estaduais. Do ponto de vista prático, esse resultado fortalece o argumento da necessidade de o governo federal responsabilizar-se cada vez mais por questões fundamentais ao equilíbrio macroeconômico do país. Além disso, os resultados forneceram subsídios ao argumento de Rocha (2013), de que a diminuição de forma sustentada da pobreza, notadamente no período mais recente da economia brasileira, foi fortemente influenciada pelo funcionamento favorável do mercado de trabalho, principalmente no Centro-Sul brasileiro.

Uma extensão natural desta pesquisa seria investigar com mais detalhes a associação de variáveis aos fatores nacionais, regionais e estaduais. Além da possibilidade de considerar outros indicadores de pobreza, como as medidas $P(1)$ e $P(2)$ definidas por Foster, Greer e Thorbecke (1984), que são capazes de mensurar, respectivamente, a intensidade e a severidade da pobreza. Isso possibilitaria suscitar ainda mais os efeitos assimétricos das alterações econômicas entre os vários grupos de indivíduos considerados pobres, ou entre regiões e estados.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, R. H. Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.
- BARROS, A. R. **Desigualdades regionais no Brasil**: natureza, causas, origens e solução. Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2012.
- BARROS, R. P. *et al.* Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. **Economia**, n. 2, p. 47-72, 2001.
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil. *In*: BARROS, R. P.;

FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction; explaining heterogeneity across countries and time periods. *In*: EICHER, T.; TURNOVSKY, S. (Eds.). **Inequality and growth, theory and policy implications**. Cambridge: The MIT Press, 2003.

_____. **The poverty-growth-inequality triangle**. Washington: The World Bank, 2004.

BRUNO, M.; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. *In*: TANI, V.; CHU, K-Y (Eds.). **Income distribution and high growth**. Cambridge: The MIT Press, 1998.

CARDOSO, E. **Inflation and poverty**. New York: NBER, 1992. (NBER Working Paper Series, n. 4006).

CARDOSO, R. F. Política econômica, reformas institucionais e crescimento: a experiência brasileira (1945-2010). *In*: FERREIRA, P. *et al.* (Orgs.). **Desenvolvimento econômico**: uma perspectiva brasileira. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.

CHEN, S.; RAVALLION, M. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **The World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1992.

EASTERLY, W.; FISCHER, S. Inflation and the poor. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 2, p. 160-178, 2001.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004. **Macroeconomic Dynamics**, v. 12, p. 199-230, 2008.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; RAVALLION, M. Poverty reduction without economic growth? Explaining Brazil's poverty dynamics, 1985-2004. **Journal of Development Economics**, v. 93, p. 20-36, 2010.

FERREIRA, S. G.; VELOSO, S. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

FOSTER, J. E.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, p. 761-776, 1984.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, p. 505-517, 2012.

KOSE, M. A.; OTROK, C.; WHITEMAN, C. H. International business cycles: world, region, and country-specific factors. **American Economic Review**, v. 93, n. 4, p. 1216-1239, 2003.

_____; _____. Understanding the evolution of world business cycles. **Journal of International Economics**, v. 75, n. 1, p. 110-130, 2008.

LEFF, N. H. **Subdesenvolvimento e desenvolvimento no Brasil: estrutura e mudança econômica, 1822-1947**. Rio de Janeiro: Editora Expressão e Cultura, 1991.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LOPEZ, H.; SERVEN, L. **The mechanics of growth-poverty-inequality relationship**. Washington: The World Bank, 2004.

LUCAS JR., R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; FRANÇA, J. M. S. Retornos da educação e o desequilíbrio regional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 115-133, 2010.

MENG, X.; GREGORY, R.; WANG, Y. Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986-2000. **Journal of Comparative Economics**, v. 33, p. 710-729, 2005.

NEELY, J. C.; RAPACH, D. E. International comovements in inflation rates and country characteristics. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, p. 1471-1490, 2011.

NEUMARK, D.; CUNNINGHAM, W.; SIGA, L. The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001. **Journal of Development Economics**, v. 80, p. 136-159, 2006.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Investindo no desenvolvimento: um plano prático para atingir os objetivos de desenvolvimento do milênio – visão geral**. Nova Iorque: ONU, 2005.

PENNA, C. M. et al. Análise das disparidades de bem-estar entre os estados do Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 43, n. 1, p. 51-78, 2013.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.

_____. **Poverty lines in theory and practice**. Washington: The World Bank, 1998. (LSMS Working Paper, n. 133).

ROCHA, S. **Transferências de renda no Brasil**: o fim da pobreza? Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2013.

SOARES, R. R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities. **Journal of Development Economics**, v. 84, p. 590-608, 2007.

SON, H.; KAKWANI, N. **Poverty reduction**: do initials conditions matter? Washington: The World Bank, 2003.

SOUZA, A. P. Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa Família. *In*: BACHA, E. L.; SCHWARTZMAN, S. (Orgs.). **Brasil**: a nova agenda social. Rio de Janeiro: LTC, 2011.

TANNER, M. A.; WONG, W. H. The calculation of posterior distributions by data augmentation. **Journal of the American Statistical Association**, v. 82, n. 398, p. 528-840, 1987.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980

APÊNDICE A

COEFICIENTES DOS FATORES

TABELA A.1

Coeficientes dos fatores nacional e regional para os estados do Brasil (1976-2012)

Região	Estado/coeficiente	β_i^n	β_i^r
Norte	Acre	0,6947	1,2201
	Amazonas	1,2678	1,0356
	Pará	1,5188	0,5129
	Rondônia	1,0175	0,9852
	Amapá	0,6768	0,2236
	Roraima	-0,2696	0,7197
	Maranhão	1,3024	-0,6776
	Piauí	1,7525	-0,4648
	Ceará	2,2989	-0,8393
	Rio Grande do Norte	2,3374	-0,5314
	Paraíba	2,1533	-0,5802
	Pernambuco	2,0173	0,0414
	Alagoas	1,7872	-0,0363
	Sergipe	2,0460	-0,6498
	Bahia	1,8260	0,1541
Sul	Minas Gerais	1,7636	0,5521
	Espírito Santo	1,6761	0,7355
	Rio de Janeiro	1,1656	0,4304
	São Paulo	1,4308	0,2163
	Paraná	1,8122	0,3038
	Santa Catarina	1,4756	0,2221
	Rio Grande do Sul	1,4098	0,3334
	Mato Grosso do Sul	1,7773	0,1055
	Mato Grosso	1,4841	0,4591
	Goiás	1,7352	0,4698
Distrito Federal	0,9201	0,1292	

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

DECOMPOSIÇÃO DAS FONTES DE RENDIMENTO PESSOAL

TABELA B.1

Participação das fontes de rendimento pessoal e taxa de crescimento para os estados do Norte do Brasil (2003-2012)

(Em %)

UF	Participação	Salários	Aluguéis e doações	Aposentadorias e pensões	Projetos sociais e outras fontes
Acre	2003	80,77	1,29	16,46	1,48
	2012	78,20	1,33	15,21	5,26
	Crescimento anual	13,95	14,78	13,37	31,65
Amapá	2003	85,29	2,90	11,79	0,02
	2012	89,24	0,43	7,32	3,02
	Crescimento anual	14,41	-8,05	7,96	101,63
Amazonas	2003	86,10	1,02	12,39	0,49
	2012	80,61	1,72	13,24	4,44
	Crescimento anual	13,54	21,19	15,23	46,08
Rondônia	2003	86,97	2,02	10,34	0,67
	2012	83,39	1,42	12,13	3,06
	Crescimento anual	15,97	12,03	18,59	37,91
Roraima	2003	86,35	2,83	8,81	2,01
	2012	82,75	2,08	11,27	3,91
	Crescimento anual	16,65	13,23	20,46	26,20
Pará	2003	80,30	2,79	15,66	1,25
	2012	78,89	1,45	15,19	4,47
	Crescimento anual	16,24	8,29	16,08	34,21
Tocantins	2003	84,31	2,51	11,17	2,01
	2012	79,94	3,27	13,79	3,01
	Crescimento anual	13,35	17,42	16,72	19,21

(Continua)

(Continuação)

UF	Participação	Salários	Aluguéis e doações	Aposentadorias e pensões	Projetos sociais e outras fontes
Maranhão	2003	76,80	1,04	21,29	0,87
	2012	72,19	0,72	20,50	6,59
	Crescimento anual	11,09	7,39	11,39	40,16
Piauí	2003	66,17	2,50	28,80	2,54
	2012	65,30	2,11	25,44	7,15
	Crescimento anual	13,96	12,01	12,56	28,04
Ceará	2003	72,31	2,20	23,77	1,72
	2012	68,23	1,47	24,50	5,81
	Crescimento anual	12,19	7,95	13,29	29,30
Rio Grande do Norte	2003	70,74	2,67	25,25	1,34
	2012	68,92	1,60	25,98	3,50
	Crescimento anual	13,93	7,91	14,63	27,12
Paraíba	2003	68,10	2,86	26,86	2,17
	2012	66,06	2,13	27,07	4,74
	Crescimento anual	12,57	9,29	13,04	23,17
Pernambuco	2003	69,69	2,73	25,82	1,77
	2012	71,08	1,11	23,32	4,49
	Crescimento anual	13,33	2,30	11,81	25,43
Alagoas	2003	71,11	3,24	24,32	1,33
	2012	70,76	1,09	21,88	6,27
	Crescimento anual	11,45	-1,23	10,21	32,49
Sergipe	2003	74,46	2,71	21,85	0,98
	2012	74,44	1,19	20,71	3,66
	Crescimento anual	12,48	2,69	11,82	30,19
Bahia	2003	74,90	2,06	21,50	1,54
	2012	72,62	1,41	21,18	4,79
	Crescimento anual	12,14	7,90	12,34	27,68

Fonte: Pnad/IBGE.
Elaboração do autor.

TABELA B.2
Participação das fontes de rendimento pessoal e taxa de crescimento para os estados do Sul do Brasil (2003-2012)
 (Em %)

UF	Participação	Salários	Aluguéis e doações	Aposentadorias e pensões	Projetos sociais e outras fontes
Minas Gerais	2003	73,98	2,54	21,84	1,64
	2012	76,31	1,79	19,56	2,34
	Crescimento anual	12,90	8,20	11,14	17,07
Espírito Santo	2003	75,50	2,18	21,14	1,18
	2012	77,57	1,60	19,91	0,93
	Crescimento anual	13,25	9,08	12,16	9,92
Rio de Janeiro	2003	69,35	2,14	28,11	0,40
	2012	73,43	0,96	24,45	1,16
	Crescimento anual	9,07	-0,89	6,71	22,00
São Paulo	2003	80,04	2,48	16,74	0,73
	2012	80,13	1,49	16,79	1,60
	Crescimento anual	10,20	4,08	10,22	20,14
Paraná	2003	79,42	3,36	16,01	1,21
	2012	80,30	2,31	15,91	1,48
	Crescimento anual	11,72	7,05	11,50	14,08
Santa Catarina	2003	80,22	1,95	17,03	0,81
	2012	78,55	1,28	19,14	1,03
	Crescimento anual	10,80	6,03	12,51	14,05
Rio Grande do Sul	2003	72,56	2,70	23,26	1,49
	2012	72,87	1,34	24,03	1,75
	Crescimento anual	9,90	1,67	10,24	11,85
Mato Grosso do Sul	2003	82,37	2,51	14,03	1,09
	2012	84,18	1,69	12,32	1,81
	Crescimento anual	13,81	8,61	11,92	20,18
Mato Grosso	2003	87,45	2,58	9,16	0,81
	2012	82,96	1,13	10,17	5,74
	Crescimento anual	13,55	4,22	15,56	41,97
Goiás	2003	83,24	2,81	12,86	1,08
	2012	81,42	1,98	14,45	2,15
	Crescimento anual	13,12	9,04	14,88	22,43
Distrito Federal	2003	79,94	1,90	17,29	0,87
	2012	80,27	1,59	17,20	0,95
	Crescimento anual	12,63	10,34	12,51	13,70

Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

TABELA C.1

Resultados do teste de raiz unitária de Levin, Lin e Chu (2002)

Hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária comum)	
Amostra: 1976-2012	
Variáveis exógenas: efeitos individuais, tendência linear individual	
<i>Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel</i>	
Número total de observações: 962	
<i>Cross-sections</i> incluídos: 26	
Método: Levin, Lin e Chu	
Estatística	Prob. ¹
-3,2611	0,0006

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Probabilidades são computadas assumindo normalidade assintótica.