

# Efeitos das despesas públicas dos estados sobre os indicadores socioeconômicos estaduais

Fernando Andrés Blanco Cossio  
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada  
[blanco@ipea.gov.br](mailto:blanco@ipea.gov.br)

## RESUMO

Este trabalho avalia a eficiência do gasto público dos governos estaduais brasileiros na melhoria das condições de bem estar das populações dos seus estados durante o período 1985-99. Para tanto se implementam testes de causalidade adaptados para dados de *painel curtos* (no sentido temporal) entre despesa primária estadual e cinco indicadores socioeconômicos: renda, desemprego, distribuição de renda, grau e intensidade da pobreza.

Os resultados obtidos mostram que os estados brasileiros são capazes de melhorar a renda das pessoas e a distribuição de renda mas não conseguem alterar o desemprego nem as condições de pobreza em suas jurisdições.

Palavras Chave: Causalidade, despesa primária estadual, renda, desemprego, distribuição de renda, o grau e a intensidade da pobreza.

## Abstract

This paper evaluates the efficiency of the Brazilian state public expenditures on improving the socioeconomic conditions of their populations during 1985-99. Causality tests adapted to short panel data sets are used in order to verify causal relationships between state primary expenditures and five socioeconomic indicators: income, unemployment, income distribution, level and intensity of poverty.

The results obtained show that the Brazilian states can improve the income and its distribution, but they can't change the unemployment and poverty in their jurisdictions.

Key Words: Causality, state primary expenditure, income, unemployment, income distribution and poverty.

Área da Anpec: 02

Código JEL: H71, H74

Nos últimos anos, países desenvolvidos, em desenvolvimento e especialmente países em transição (ex-socialistas), têm experimentado uma tendência crescente de devolução de autonomia política e econômica para os governos regionais e locais. Esta tendência generalizada vem dando lugar a um renovado interesse pela descentralização e o federalismo fiscal.

Na literatura sobre o tema, observa-se uma tendência favorável à descentralização que destaca os benefícios da descentralização baseando-se principalmente nos seus efeitos microeconômicos. Esta visão destaca que a desconcentração do poder de obtenção de tributação e das responsabilidades de gasto produz ganhos de bem-estar devido ao aumento de eficiência na provisão de bens e serviços públicos, à maior visibilidade da relação entre benefícios e custos dos bens públicos (melhora da “accountability”) e à maior adequação da oferta de bens públicos às preferências locais. Entretanto, a verificação dos benefícios da descentralização depende de um conjunto de condicionantes políticos e institucionais que vigoram numa determinada estrutura federativa.

Por exemplo, pode se esperar ineficiência da descentralização em estruturas políticas com baixa participação da cidadania, fato que gera uma maior vulnerabilidade das esferas inferiores de governo à influência das elites regionais, abrindo espaço para comportamentos *rent-seeking*. Da mesma forma, sistemas políticos que apresentam elevado grau de fragmentação política regional, incentivam a negociação política com base na concessão de favores que condicionam a alocação de recursos públicos locais em prejuízo da maioria.

Portanto, desconcentração de responsabilidades entre níveis de governo não implica necessariamente maior eficiência. A descentralização não é um processo único, pelo contrário existe uma ampla variedade de experiências de descentralização cujas características econômicas, políticas e institucionais variam amplamente e que exercem influência decisiva nos seus resultados. Algumas dessas características favorecem políticas públicas eficientes, enquanto que outras podem obstaculizar uma provisão de bens públicos eficiente. (Weingast, 2000)

Não há dúvida que para o Brasil esta discussão é atual e relevante. Nas duas últimas décadas, e apesar de avanços e retrocessos, a federação brasileira vem experimentado o aprofundamento do seu grau de descentralização fiscal e portanto, torna-se necessário avaliar os efeitos desse processo sobre a eficiência da provisão de bens e serviços públicos.

Em particular, este trabalho tem como objetivo se responder a seguinte pergunta: *a despesa dos governos estaduais pode afetar o bem estar de suas comunidades?*

A resposta a esta pergunta tem importantes implicações de política econômica. Verificando se a política fiscal dos governos estaduais teve ou não efeitos significativos sobre as principais variáveis socioeconômicas estaduais tais como desemprego, renda, pobreza e distribuição de renda, é possível inferir até que ponto o processo de descentralização fiscal brasileiro tem sido eficiente no sentido em que a reorganização do estado tem melhorado a sua capacidade de afetar as condições sociais da população.

O presente documento tem três partes. A primeira discute analiticamente como varia o grau de eficácia das políticas públicas de acordo ao nível de governo que as implementa. Na segunda, implementam-se testes de causalidade entre política de gastos estaduais e indicadores sociais para determinar empiricamente se os governos estaduais brasileiros tiveram capacidade para afetar o bem estar da população dos seus estados no período 1985-99. Finalmente, a terceira parte sintetiza as principais conclusões do trabalho e analisa as implicações de política.

## I Algumas considerações teóricas

Na parte introdutória deste trabalho, se mencionou que existem argumentos teóricos bastante consistentes que justificam uma maior eficiência da política pública quando esta é implementada por níveis inferiores de governo.

Por um lado, a descentralização como mecanismo de concorrência entre jurisdições promove uma maior eficiência alocativa dos recursos públicos locais. Por exemplo, a concorrência entre governos subnacionais para atrair investimentos e atividade econômica a partir da provisão de infra-estrutura física e qualificação da mão de obra, deve incidir numa melhor qualidade da oferta de bens públicos.

Por outro, a descentralização constitui uma forma eficiente de superar os problemas de agregação a partir da distinção e respeito das preferências das comunidades locais. A maior proximidade dos governos locais ou regionais com sua população implica uma vantagem comparativa de carácter informacional destes governos com relação à esfera central. Portanto, se a descentralização implica a transferência de poder público de esferas de governo distantes e pouco sensíveis às necessidades da comunidade para níveis de governo que conhecem e respondem melhor a essas necessidades, é lógico esperar que a descentralização melhore a eficiência das políticas públicas.

Dessa forma, no que tange a critérios de eficiência, o princípio de subsidiariedade estabelece que as funções públicas devem ser atribuídas ao nível mais descentralizado possível. Portanto, uma maior descentralização de funções implica maior eficiência na provisão de bens e serviços públicos<sup>1</sup>.

Associada à maior proximidade entre contribuintes e governo, um outro argumento a favor da descentralização é o exercício da “accountability” que implica a possibilidade de um maior controle dos administradores subnacionais por parte de suas comunidades. A maior visibilidade dos bens e serviços públicos oferecidos por estes níveis de governo e a maior possibilidade de participação democrática da população nas decisões de gasto dos administradores públicos permitem estabelecer os benefícios de uma provisão descentralizada de bens públicos.

Entretanto, deve ser destacado que esses benefícios são potenciais e que sua verificação depende da conjunção dos condicionantes políticos e institucionais que vigoram numa determinada estrutura federativa. Por exemplo, relações financeiras entre níveis de governo que geram restrições orçamentárias fracas para os governos subnacionais abrem espaço para comportamentos fiscais irresponsáveis geralmente ineficientes desde a perspectiva do bem-estar da comunidade. Assim, a facilidade de acesso a crédito e a possibilidade de transferir o ônus do financiamento para níveis superiores, estimulam despesas pouco eficientes para melhorar as condições socio-econômicas das comunidades subnacionais.

Pode se esperar ineficiência em estruturas políticas com um elevado grau de fragmentação política, onde comportamentos do tipo “*pork barrel*” ou “*logrolling*” por parte de grupos particulares de interesse podem distorcer a alocação de recursos públicos locais em prejuízo do interesse majoritário.

Baixa participação da comunidade local pode gerar uma maior vulnerabilidade das esferas inferiores de governo à influência das elites regionais, a comportamentos *rent seeking* ou simplesmente a própria corrupção (Treisman, 1997). Assim, a maior chance de captura das estruturas públicas subnacionais por parte de grupos de interesse constitui

---

<sup>1</sup>. Em muitos casos, ambas orientações podem ser incompatíveis, no sentido em que um maior alcance das funções do governo pode favorecer uma maior centralização com a conseqüente perda de eficiência na provisão de bens público.

um contra argumento forte à alocação de responsabilidades de despesa para unidades descentralizadas.

A teoria do federalismo fiscal fornece alguma orientação sobre a alocação de responsabilidades entre níveis de governo. A exceção de algumas poucas funções (alocativa, redistributiva e política econômica), em geral atribuíveis ao governo central, não existe um conjunto de critérios explícitos que definam a distribuição de encargos entre níveis de governo.

Entretanto é possível inferir que, dado que correspondem ao governo federal as funções macroeconômicas de estabilização, emprego e distribuição de renda, as políticas implementadas por governos subnacionais destinadas a reduzir o desemprego e a desigualdade na distribuição de renda devem ser pouco eficientes.

O elevado grau de abertura que caracteriza às economias regionais esteriliza qualquer tentativa de política anticíclica que possa ser adotada por um governo subnacional. Por sua vez, é pouco provável que uma política fiscal expansiva por parte dos governos subnacionais afete o desemprego num contexto de política monetária contracionista adotada pelo governo federal. Da mesma forma, políticas de caráter redistributivo em nível regional ou local podem ser facilmente neutralizadas pelas possibilidades de mobilidade interjurisdicional dos fatores. (Stigler, 1957)

Os parágrafos anteriores mostram que as orientações provenientes da teoria são bastante genéricas o que faz com que considerações de caráter prático terminem definindo a distribuição de encargos entre níveis de governo. O alcance espacial dos benefícios gerados pelos bens públicos fornece um critério de alocação de responsabilidades de despesa entre níveis de governo. Nesse sentido, tanto a presença de economias de escala e a geração de externalidades interjurisdicionais na provisão de bens públicos quanto o escopo nacional, regional ou local das distintas funções, permitem definir as responsabilidades de cada nível de governo.

No caso específico do Brasil, o fator que definiu e define a alocação de responsabilidades de despesa é a capacidade fiscal de cada um dos níveis de governo. Dado que estados menos desenvolvidos não têm a capacidade financeira para assumir encargos que poderiam ser assumidos por outros estados mais ricos e com maior disponibilidade de recursos, pode se advertir que a diversidade de situações fiscais constitui o maior obstáculo da descentralização brasileira.

Face essas desigualdades é claro que é impossível definir uma distribuição uniforme, precisa e detalhada de responsabilidades entre União, estados e municípios. No contexto de grandes disparidades, qualquer tentativa de descentralização deverá acentuar essas desigualdades projetando-as ao âmbito da provisão de bens e serviços públicos.

Na direção contrária, já se mencionou que se deve esperar que a política social seja mais eficiente quando esta é implementada por governos que estão mais próximos da população e com maior capacidade de focalização dos beneficiários potenciais. Portanto, políticas sociais como educação e saúde deveriam ser mais eficientes quando implementadas por governos subnacionais.

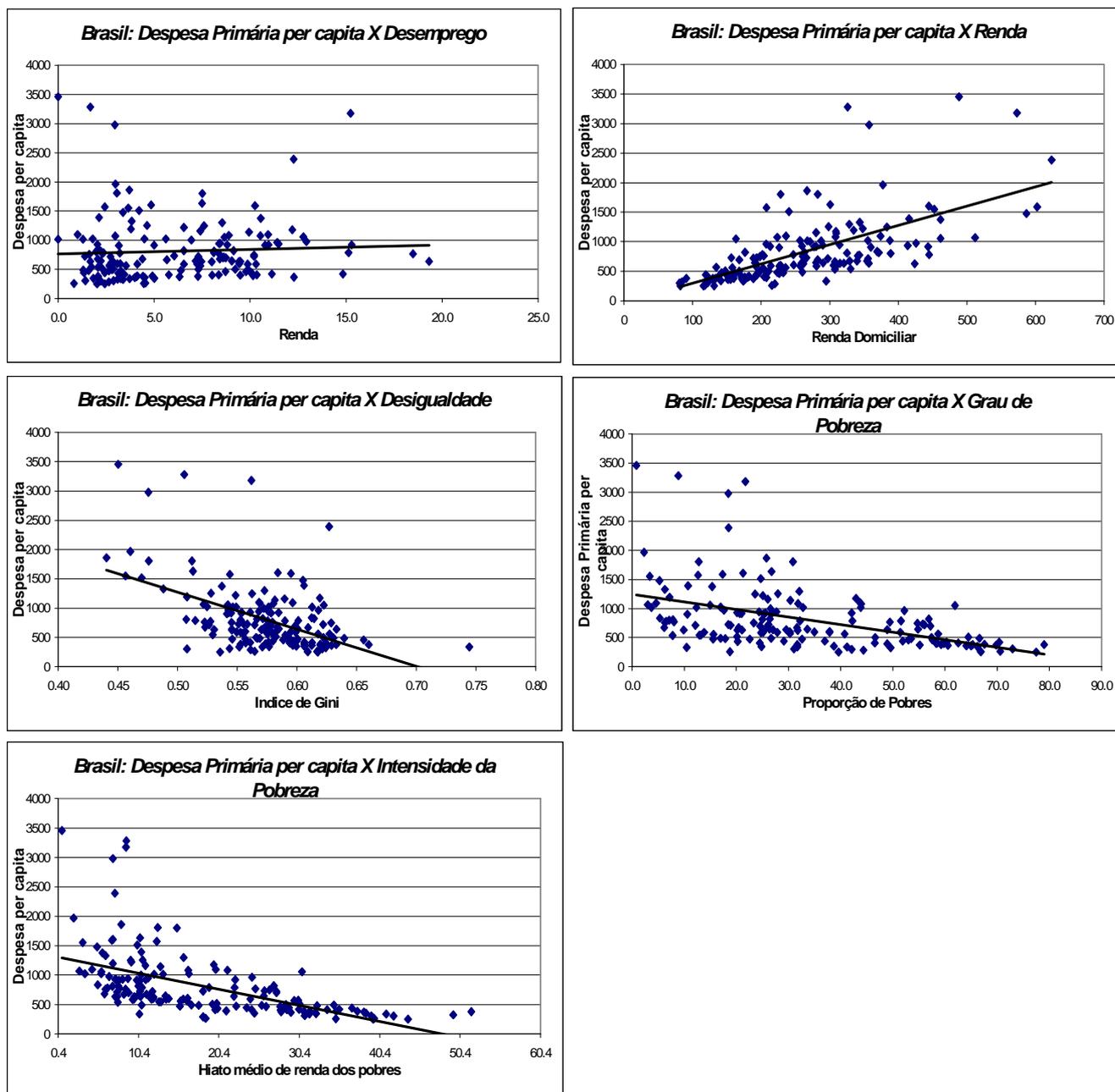
Em suma, esta discussão mostra que as características políticas e institucionais das estruturas descentralizadas de governo determinam o grau de aproveitamento dos benefícios derivados da descentralização e que restrições derivadas da divisão de funções entre níveis de governo em organizações federativas devem limitar o grau de eficiência das políticas adotadas por governos subnacionais.

## II. Os estados brasileiros são capazes de afetar as condições socioeconômicas de suas populações?

Esta seção tem como o seu objetivo determinar se a despesa pública estadual tem efeitos sobre o nível de bem estar socioeconômico de cada estado.

A figura 1 mostra correlações simples entre a despesa primária estadual e cinco indicadores sociais: renda domiciliar, desemprego, distribuição de renda, grau e intensidade da pobreza.

Gráfico 1: Despesa Primária Estadual e Indicadores Sociais



Preliminarmente, observa-se que a despesa estadual está positivamente correlacionada com a renda domiciliar e negativamente associada à desigualdade de renda. Os outros painéis da figura acima indicam uma relação negativa (mesmo que fraca) entre despesa estadual e grau e intensidade da pobreza. Para o desemprego não é possível inferir nenhuma relação.

Ainda que a análise de correlação indique a existência de uma forte relação entre nível de bem estar (medido pelos indicadores acima) com os níveis de despesa pública estadual, não é possível afirmar que o gasto estadual afeta os indicadores sociais. Não há dúvida que é perfeitamente possível que níveis elevados de despesa pública estadual estejam associados a maiores níveis de renda, menores níveis de pobreza ou baixas taxas de desemprego. Entretanto, também é perfeitamente possível que níveis elevados de despesa pública, altos níveis de renda e baixos graus de pobreza e desemprego sejam explicados por outros fatores não observados. Nesse caso, uma política de expansão da despesa pública estadual não necessariamente provocará o aumento da renda, a diminuição da pobreza e do desemprego, já que podem existir outros fatores que exerçam influência sobre esses indicadores do bem estar social nos estados.

Nem mesmo utilizando variações, a análise de regressão permitiria afirmar a existência de relações de causalidade entre despesa pública e indicadores sociais. Essa análise permitiria apenas inferir se variações nos níveis de despesas públicas estão correlacionados com variações no nível de bem estar social. Novamente, se existe uma forte relação entre variações de despesa pública e flutuações do nível de atividade e estas está correlacionadas com mudanças nos indicadores socioeconômicos, a verificação de relação contemporânea entre variações de política pública estadual e de indicadores socioeconômicos não fornece nenhuma evidência empírica que permita afirmar com certeza que a política fiscal afeta o bem estar de suas comunidades. Portanto, a correlação entre variações das variáveis envolvidas também não implica que a política de despesa estadual tenha efeitos sobre as variáveis socioeconômicas dos estados.

Assim, para determinar se a despesa pública estadual é capaz de alterar o bem estar da população, torna-se necessário implementar testes de causalidade entre as variáveis de despesa pública e os indicadores socioeconômicos que expressam o bem estar social.

## 2.1 Metodologia: Teste de Causalidade de Granger para dados de painel curtos

Causalidade implica precedência no sentido em que se um evento X causa um outro evento Y, então, o evento X deve preceder Y. Portanto, se X causa Y, valores de X devem poder prever valores futuros de Y. Com essa idéia, Granger (1969) definiu um método para testar causalidade entre variáveis a partir do seguinte princípio: se uma variável x causa y, então, a inclusão de valores defasados de x na regressão de y regredida em seus valores defasados e outras variáveis explicativas, deve melhorar o poder de previsão do modelo em questão.

Formalmente, x causa y no sentido de Granger, significa que o erro de previsão do modelo que inclui x deve ser menor que o erro do modelo que inclui apenas os valores defasados de y :

$$(2.1) \quad y_t - E(y_t / y_{t-1}, \dots, y_{t-n}, x_{t-1}, \dots, x_{t-n}) < y_t - E(y_t / y_{t-1}, \dots, y_{t-n})$$

onde  $E$  é o operador de esperança condicionada.

Testar causalidade entre políticas estaduais e indicadores socioeconômicos com dados de painel caracterizados pela sua curta dimensão temporal (T pequeno) não é trivial devido à impossibilidade de implementar testes tradicionais de causalidade de Granger como o descrito acima para dados de painel.

Existem duas limitações impostas pela base de dados descrita anteriormente bem como pela própria metodologia de regressão em dados de painel com efeitos fixos. A primeira e mais óbvia é que a dimensão temporal da amostra é pequena para usar técnicas clássicas de séries de tempo que permitiriam estabelecer relações dinâmicas entre despesas públicas em nível estadual e variáveis socioeconômicas.

A segunda tem a ver com as características de estimação de dados de painel e o teste de causalidade de Granger. Em particular, a utilização da variável dependente defasada como variável explicativa gera estimadores inconsistentes e viesados em painéis de dimensão temporal reduzida. Tanto para modelos de efeitos fixos como aleatórios, a inconsistência dos estimadores OLS, GLS, de máxima verosimilhança MLE, é uma função decrescente do tamanho temporal da amostra.

Por sua vez, o viés dos estimadores é causado pela eliminação do efeito fixo que cria a correlação entre as variáveis explicativas e os resíduos do modelo dinâmico. (Hsiao, 1986, Arellano e Bover, 1995, Kiviet, 1995 e Cermeño, 1999)

Para superar essa dificuldade, Granger e Huang (1997) propuseram uma metodologia que adapta os testes tradicionais de causalidade de Granger para dados de painel caracterizados pela curta dimensão temporal. Dessa forma, a metodologia proposta analisa a dinâmica das relações entre as variáveis fiscais e socioeconômicas para determinar a direção da causalidade entre elas. (Weinhold e Reis, 1999)

Dado o caráter dinâmico da relação entre variáveis fiscais estaduais e bem estar das comunidades subnacionais, a adaptação do teste causalidade a ser desenvolvido consiste em duas modificações do método original de Granger. A primeira é que as variáveis devem ser expressas em **variações** e não em **níveis** para remover o viés dos estimadores das regressões. A segunda se refere à utilização de previsões *fora da amostra* (*out of sample*) no lugar de previsões *dentro da amostra* (*in sample*) na avaliação do poder de predição dos modelos alternativos<sup>2</sup>. Portanto, *x* causa *y* no sentido de Granger – adaptado a estas circunstâncias -, significa que o erro de previsão *fora da amostra* do modelo que inclui as variações de *x* é menor que o erro do modelo que inclui apenas as variações defasadas de *y*:

$$(2.2) \quad \Delta y_{j,t+1} - E(\Delta y_{j,t+1} / \Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-n}, \Delta x_{i,t-1}, \dots, \Delta x_{i,t-n}) < \Delta y_{j,t+1} - E(\Delta y_{j,t+1} / \Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-n})$$

onde *j* deve ser diferente de *i*

Para testar se a política fiscal dos estados afeta o bem estar de suas comunidades, testam-se dois modelos alternativos. No primeiro regride-se a variação de cada um dos indicadores sociais (desemprego, renda, grau de desigualdade e pobreza) em suas variações no passado (*t - 1* e *t - 2*) e em uma variável de controle que é a média nacional da variável socioeconômica em questão. No segundo, além das variáveis explicativas

---

<sup>2</sup> . Com dados de painel, o qualidade do ajustamento dentro da amostra é muito elevada já que a correlação pode vir tanto das variações temporais como das variações da informação de cross section, o que implica que não é possível discriminar os modelos pela sua capacidade de previsão dentro da amostra, portanto é preferível avaliar os modelos pela sua capacidade de previsão fora da amostra. (Weinhold e Reis, 1999)

acima citadas, são incluídas as variações da despesa primária estadual dos períodos anteriores (t-1 e t-2)<sup>3</sup>:

$$(2.3) \quad \Delta I.Social_{i,t} = \beta_1 \Delta I.Social_{i,t-1} + \beta_2 \Delta I.Social_{i,t-2} + \Gamma \Delta I.Social_t$$

$$(2.4) \quad \Delta I.Social_{i,t} = \beta_1 \Delta I.Social_{i,t-1} + \beta_2 \Delta I.Social_{i,t-2} + \Gamma \Delta I.Social_t + \beta_3 \Delta Desp.Prim_{i,t-1} + \beta_4 \Delta Desp.Prim_{i,t-2}$$

onde:

$\Delta I.Social_{i,t}$  = Variação do indicador social no ano t no estado i

$\Delta Desp.Prim_{i,t-1}$  = Variação da despesa Primária no ano t-1 no estado i

$\Delta I.Social_t$  = Variação média do indicador social no ano t no país

Para determinar se a política estadual afeta o bem estar social, isto é se variações de despesa primária provocam mudança nos indicadores sociais, o poder de previsão do modelo (2.4) deve ser superior ao do modelo (2.3). Definindo  $\eta^3_{j,t+1}$  e  $\eta^4_{j,t+1}$  como sendo os erros de previsão fora da amostra dos modelos (2.3) e (2.4) respectivamente, formula-se a hipótese de não causalidade, ou hipótese nula que afirma que os dois modelos possuem um poder de previsão similar e portanto, a despesa estadual não afeta os indicadores sociais:

$$(2.5) \quad H_0: \eta^3_{j,t+1} = \eta^4_{j,t+1}$$

Para testar  $H_0$  definem-se as seguintes variáveis:

$$(2.6.) \quad SUM_{j,3,4} = \eta^3_{j,t+1} + \eta^4_{j,t+1} \text{ e}$$

$$(2.7) \quad DIFF_{j,3,4} = \eta^3_{j,t+1} - \eta^4_{j,t+1}$$

Então, o critério de aceitação o rejeição de  $H_0$  se baseia no valor que assuma o coeficiente  $\delta$  na seguinte regressão:

$$(2.8) \quad SUM_{j,3,4} = \alpha + \delta * DIFF_{j,3,4} + \varepsilon_j$$

Se não há diferenças significativas entre os modelos 3 e 4, isto é se não existe uma relação causal entre despesa estadual e indicadores sócio-econômicos, os erros  $\eta^3_{j,t+1}$  e  $\eta^4_{j,t+1}$  devem ser similares. Portanto a variável *DIFF* será nula, fazendo que o coeficiente  $\delta$  seja 0. Pelo contrário, se a política de despesa dos governos estaduais afeta o bem estar social de suas comunidades, a variável *DIFF* assumirá valores diferentes de 0, o que tornará  $\delta$  significativamente diferente de zero. Portanto,  $\delta=0$  implicará que a despesa estadual não causa alterações nos indicadores sociais, enquanto que  $\delta \neq 0$  significará que a despesa estadual provoca alterações nas condições socioeconômicas dos estados.

<sup>3</sup> . O objetivo da inclusão da média nacional de cada um dos indicadores socioeconômicos como variável explicativa é duplo: poder controlar a tendência das variáveis dependentes e capturar os efeitos da política do governo federal sobre esses indicadores e não atribuí-los às ações dos governos subnacionais.

## 2.2 As evidências empíricas

Na implementação do teste descrito acima, utilizaram-se os dados de despesa primária per capita dos governos estaduais. A exclusão das despesas com juros dentro desta categoria de despesa (lembre-se que o pagamento de juros é reflexo de déficits anteriores e de políticas monetárias que independem da política fiscal estadual) é o principal argumento a favor da utilização desta variável de despesa (Blejer e Cheasty, 1991).

Como variáveis dependentes (e explicativas defasadas), utilizaram-se cinco indicadores socioeconômicos estaduais que refletem as condições de bem estar da população de cada, quais são, a taxa de desemprego (*U*), a renda familiar (*R*), o grau de desigualdade na distribuição de renda (*GINI*), o nível de pobreza, medido como a proporção da população com renda inferior à linha de pobreza (*POV*) e a intensidade da pobreza, expresso como o hiato médio de renda dos pobres (*IPOV*). Estes indicadores foram calculados na Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do IPEA de Rio de Janeiro, a partir das informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE para o período 1985 a 99<sup>4</sup>.

Para determinar a existência de correlação entre as taxas de crescimento da despesa primária dos estados e as taxas de crescimento das variáveis socioeconômicas, estimou-se preliminarmente a relação contemporânea entre variações de despesa fiscal estadual e variações da taxa de desemprego, na renda familiar per capita, no coeficiente de desigualdade de Gini, na proporção de pobres e na intensidade da pobreza.

Por sua vez, junto com as variações de despesa primária, as equações estimadas incluem o PIB per capita estadual e as médias nacionais da taxa de desemprego, renda familiar, distribuição de renda e pobreza. O reconhecimento de que essas variáveis têm um componente explicativo de caráter nacional implica que estas variáveis são afetadas pela política macroeconômica do governo nacional e não apenas pelo comportamento das despesas estaduais<sup>5</sup>.

A tabela 4.1 apresenta os resultados deste exercício econométrico. Esses resultados mostram por um lado resultados lógicos, isto é uma forte relação negativa entre taxas de crescimento da despesa primária estadual e as variações da taxa de desemprego e da proporção de pobres: expansões fiscais estaduais coincidem com a diminuição da taxa de desemprego e da proporção de pobres, enquanto que também se observa correlação positiva entre despesa estadual e renda familiar per capita. Pelo outro lado, não é possível observar nenhuma correlação contemporânea entre a despesa estadual e os outros dois indicadores sociais, intensidade da pobreza e grau de desigualdade.

Como foi antecipado, os indicadores socioeconômicos têm um forte componente nacional a julgar pelo coeficiente (sempre próximo de 1) e pelo elevado grau de significância dessas variáveis sociais para o Brasil em seu conjunto. Já se mencionou que a elevada correlação entre as medidas em nível estadual e nacional está indicando as limitações da política estadual com relação a sua capacidade para afetar o bem estar de suas comunidades.

Finalmente, chama a atenção a ausência de correlação entre as variações do nível de atividade (PIB per capita) e quase todas as variáveis socioeconômicas, com exceção da intensidade da pobreza. Este resultado pode ter uma interpretação polemica, no sentido em que estaria indicando que o crescimento econômico dos estados não incidiria na melhora do bem estar social da população.

<sup>4</sup> . Os dados das cinco variáveis explicativas se encontram no apêndice estatístico.

<sup>5</sup> . O elevado grau de abertura e integração, característica típica das economias subnacionais em países federativos, também justifica a inclusão de variáveis explicativas em níveis nacionais.

**Tabela 4.1 : Correlação Contemporânea entre Variações de Despesa Primária Estadual e de Indicadores Socioeconômicos Estaduais**

<b>Método de Estimação:</b> GLS-Efeitos Fixos	<b>Variável Dependente</b>				
<b>Variáveis explicativas</b>	<b>Variação da Taxa de Desemprego (1)</b>	<b>Variação da Renda Familiar per capita (2)</b>	<b>Variação do Coeficiente de Gini (3)</b>	<b>Variação na Proporção de Pobres (4)</b>	<b>Variação na Intensidade da Pobreza (5)</b>
<b>Variação da Despesa Primária Estadual per capita</b>	-0.34 (-4.41)	0.42 (6.77)	-0.01 (-0.42)	-0.07 (-1.69)	-0.05 (-0.81)
<b>Variação do PIB per capita</b>	-0.01 (-0.30)	0.20 (1.17)	-0.01 (0.40)	0.04 (0.59)	-0.20 (-2.17)
<b>Variação da Taxa de Desemprego – Brasil</b>	0.76 (11.52)				
<b>Variação na Renda Familiar per capita – Brasil</b>		1.15 (5.08)			
<b>Variação do Coeficiente de Gini – Brasil</b>			0.95 (7.88)		
<b>Variação na Proporção de Pobres – Brasil</b>				1.43 (28.47)	
<b>Variação na Intensidade da Pobreza – Brasil</b>					1.35 (27.6)
<b>No de Observações</b>	197	203	198	175	168
<b>R<sup>2</sup></b>	0.63	0.49	0,40	0.89	0.89
<b>R<sup>2</sup> –Ajustado</b>	0.57	0.41	0,29	0.87	0.86
<b>Durbin Watson</b>	2.88	2.90	2.52	1.99	2.11

A correlação entre as variações de despesa primária dos governos estaduais e as variações da taxa de desemprego e na proporção de pobres pode levar a concluir que expansões fiscais provocam a diminuição do desemprego, aumento da renda familiar per capita e redução da pobreza, isto é expansão fiscal estadual implicaria melhora do bem estar da população. Entretanto esta implicação de política pode não ser correta. Como já foi salientado na subseção anterior, correlação não implica causalidade. Na realidade, a relação causal entre despesa estadual e desemprego e pobreza pode ter uma direção contrária: a redução do desemprego e dos níveis de pobreza podem gerar elevação das

receitas fiscais e estas, por sua vez, podem impulsionar expansões de despesa. Portanto, as reduções do desemprego e da pobreza e aumentos da renda das pessoas estariam promovendo expansões fiscais. Nesse caso, dado que a estimação acima sofre de problemas de endogeneidade, as prescrições derivadas destes resultados conduziram a decisões erradas de política econômica<sup>6</sup>.

Portanto, para ter prescrições mais sólidas é necessário implementar testes de causalidade como o descrito na subseção anterior. Se a despesa primária dos estados afeta os indicadores socioeconômicos analisados, os modelos que incluem variáveis de despesa fiscal em períodos anteriores devem ter uma melhor performance na previsão da evolução da taxa de desemprego, renda, pobreza e distribuição de renda que modelos que incluem apenas valores defasados das próprias variáveis socioeconômicas.

A implementação dos testes de causalidade de Granger adaptados à amostra de dados de painel de extensão temporal reduzida contemplou os seguintes passos: i). Especificaram-se as 2 equações (2.3 e 2.4) para cada um dos indicadores sociais analisados (no total 10 equações); ii) estimaram-se essas equações com a exclusão de uma observação cross-section (cada uma das 10 equações foi estimada 27 vezes); iii) geraram-se os erros de previsão *fora da amostra* de cada um dos modelos para cada estado e para cada indicador socioeconômico,  $\eta^3_{j,t+1}$  e  $\eta^4_{j,t+1}$ ; iv) criaram-se as variáveis soma (SUM) e diferença (DIFF) dos erros  $\eta^3_{j,t+1}$  e  $\eta^4_{j,t+1}$  correspondentes às 2 equações de cada indicador (equações 2.6 e 2.7); finalmente, estimou-se a equação 2.8, isto é a soma dos erros foi regredida na diferença dos erros (5 equações ou uma para cada indicador).

Como já foi mencionado anteriormente, o valor do coeficiente  $\delta$  em cada uma das cinco equações determina se a despesa primária afeta ou não cada um dos indicadores sociais:  $\delta$  diferente de zero implica que a despesa estadual afeta a variável socioeconômica em questão. Os resultados deste teste de causalidade são exibidos na tabela 4.2.

---

<sup>6</sup> . A única implicação que pode ser extraída dos resultados apresentados na tabela 4.1 é que nos estados onde a despesa primária cresce mais rapidamente, deve se esperar que o desemprego e a pobreza diminuam de forma mais aceleradamente.

<b>Tabela 4.2 : Testes de Causalidade entre Despesa Primária Estadual e Indicadores Socioeconômicos Estaduais</b>					
<b>Regressão: <math>SUM = \alpha + \delta \cdot DIFF + \varepsilon</math></b>					
	<b>Variável Socioeconômica</b>				
<b>Coefficientes:</b>	<b>Taxa de Desemprego (1)</b>	<b>Renda Familiar per capita (2)</b>	<b>Coefficiente de Gini (3)</b>	<b>Proporção de Pobres (4)</b>	<b>Intensidade da Pobreza (5)</b>
$\alpha$	0.03 (0.47)	0.00 (0.10)	0.01 (0.93)	0.00 (0.03)	0.01 (0.24)
$\delta$	-0.78 (-1.11)	1.05** (3.10)	-1.55** (-4.10)	-0.78 (-0.84)	-0.70 (-1.26)
<b>No de Observações</b>	88	126	119	100	96
<b>Períodos</b>	5	5	5	4	4

Os resultados obtidos mostram que a política de gastos estaduais afeta a renda familiar per capita e o grau de desigualdade na distribuição de renda, mas não tem efeitos significativos sobre a taxa de desemprego, a proporção de pobres e a intensidade da pobreza em cada estado.

### III Conclusões e Implicações

À luz da teoria da distribuição de funções entre níveis de governo em contextos federativos, dois dos resultados acima são razoáveis e os outros dois são surpreendentes. Por um lado, é natural esperar que a política fiscal estadual tenha efeitos sobre o nível de renda das pessoas e que pelo contrário não exerça nenhuma influência sobre a taxa de desemprego, já que esta última variável depende mais da política macroeconômica do governo central.

Pelo outro, é difícil pensar que os governos estaduais tenham poder para alterar a distribuição de renda em seus estados, já que em geral os instrumentos redistributivos (tributários e de transferências) estão em mãos do governo central. De forma oposta, dada a maior proximidade dos governos subnacionais com suas comunidades, era de se esperar uma maior eficiência da política estadual no combate à pobreza devido à vantagem na focalização de programas sociais por parte dos estados em comparação a políticas federais.

A falta de resposta dos indicadores socioeconômicos estaduais pode ser explicada pela própria ineficiência do gasto público estadual. Já se mencionou na primeira seção, que os benefícios da descentralização são potenciais e que nem sempre se verificam em qualquer contexto. Já foram citados problemas de grupos de interesse que influenciam com maior facilidade a política dos níveis inferiores de governo. A fragmentação política

também justifica decisões de gasto orientado por interesses particulares em prejuízo do bem-estar geral. A percepção de restrições orçamentárias fracas por parte dos administradores estaduais também pode explicar a ineficiência das decisões de gasto estadual e o financiamento de projetos de infra-estrutura pública com baixo retorno social.

Finalmente, deve-se reconhecer que a chamada “vantagem comparativa informacional” dos governos subnacionais, resultante de sua maior proximidade com suas comunidades, se expresse melhor em outros indicadores sociais que sejam menos afetados pelas políticas nacionais que os considerados neste trabalho. Portanto, para a avaliação do impacto das políticas de despesa dos estados sobre o bem-estar de suas respectivas comunidades deveriam se usar indicadores de educação, saúde, mortalidade, etc, variáveis que são diretamente afetadas pela qualidade da provisão de bens e serviços públicos locais e regionais. Do lado das variáveis de política fiscal em nível estadual, poderiam ser usadas apenas categorias de despesas sociais (educação, saúde, saneamento, etc) que devem ter um impacto mais específico do que a despesa primária usada neste trabalho. Por fim, para ter um quadro mais completo deveriam ser consideradas também as despesas dos outros níveis de governo (União e Municípios) para medir o verdadeiro impacto do gasto público sobre as condições sociais vigentes nas distintas unidades da federação.

## Referências Bibliográficas

**Ackerman, Susan, 2000. "The Economics and Politics of Federalism: tensions and Complementarities". In Symposium of "The New Political Economy of Decentralization and Federalism". American Political Science Association. Los Angeles-USA, 17 - 23**

**Blejer, M e A. Cheasty, 1991. "The Measurement of Fiscal Deficits" *Journal of Economic Literature* XXIX: 1644-1678**

**Chappell, Hugh e William Keech, 1985. "A New View of Political Accountability for Economic Performance". *American Political Science Review* 79: 10-27**

**Cermeño, Rodolfo, 1999. "How accurate are Dynamic Panel Data Estimators in Macro Context", CIDE, Mexico. Unpublished Manuscript.**

**Granger, C.W, 1969. "Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross Spectral methods". *Econometrica* 37: No 3**

**Granger, Clive and Ling-ling Huang, 1997. *Evaluation of Panel Data Models. Some suggestions from Time Series. University of California, San Diego.* Unpublished Manuscript**

**Hsiao, Cheng, 1989. *Analysis of Panel Data.* Cambridge University Press.**

**Kiviet, J.F, 1995. "On bias inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics* 68: 53 - 78**

**Sanson, Rogério, 1985. Da determinação de funções econômicas entre diferentes níveis de governo. In Anais do XIV Encontro Nacional de Economia. Fortaleza, Ceará. 939-951.**

**Stigler, George .J, 1957. "The tenable range of fuctions of local government", In *Federal Expenditure Policy for Economic Growth and Stability*, Joint Economic Comittee.**

**Treisman, Daniel, 1997. "The Causes of Corruption. A cross National Study". Working Paper UCLA.**

**Weingast, Barry, 2000. "A Comparative Theory of Federal Economic Performance". In Symposium of "The New Political Economy of Decentralization and Federalism". American Political Science Association, Los Angeles-USA, 6 – 11**

**Weinhold Diane e Eustáquio Reis, 1999. "Model Evaluation and Causality Testing in Short Panels: the case of infraestructure provision and population growth in the Brazilian Amazon". Unpublished Manuscript.**

Tabela 1: Taxa de Desemprego por unidades da Federação

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Rondônia	3.8	3.6	4.6	3.8	2.4	4.1	7.4	7.3	7.7	5.6	6.6	6.5	9.4
Acre	0.0	3.8	5.6	3.3	2.3	3.0	9.2	10.1	9.8	8.4	8.9	8.5	12.2
Amazonas	2.6	2.2	2.4	4.2	2.8	3.8	11.6	16.0	11.3	10.8	15.1	18.5	19.3
Roraima	1.7	0.0	2.9	3.2	1.3	2.1	6.7	5.9	13.7	13.1	3.7	7.5	7.5
Pará	0.8	3.1	2.6	4.8	3.6	3.7	9.0	7.9	8.5	9.2	10.2	9.2	10.3
Amapá	3.0	3.0	4.2	9.2	2.2	2.1	5.9	8.3	13.1	7.5	10.9	10.5	15.3
Tocantins	-	-	-	-	-	-	6.1	5.3	7.5	5.8	8.7	6.6	6.0
Maranhão	2.2	1.4	2.0	2.7	2.4	2.1	3.4	3.6	3.3	3.6	4.5	4.5	5.0
Piauí	3.4	1.3	2.1	1.7	1.1	2.0	4.5	3.1	2.7	4.5	4.9	5.8	4.4
Ceará	2.4	1.8	2.9	3.4	2.7	2.6	5.7	5.3	5.7	6.0	7.3	7.3	7.4
Rio Grande do Norte	5.0	3.4	2.8	3.5	4.2	5.0	8.2	7.7	7.3	6.5	10.1	8.1	10.3
Paraíba	3.2	2.4	4.1	3.5	3.7	3.7	5.6	5.6	2.8	3.1	6.3	6.4	8.7
Pernambuco	3.7	3.1	4.5	5.2	3.6	3.5	8.3	8.8	6.2	8.7	9.5	9.1	11.1
Alagoas	4.1	3.3	3.4	4.7	2.5	2.9	9.0	11.1	8.3	8.0	8.0	12.3	14.8
Sergipe	2.7	1.4	2.9	3.0	3.5	2.0	7.4	10.1	7.7	9.3	7.3	11.4	10.2
Bahia	10.0	2.3	4.0	4.0	4.0	4.3	8.2	7.7	7.5	8.5	8.4	8.7	9.8
Minas Gerais	1.3	2.1	3.2	3.3	2.8	3.2	7.2	6.1	5.4	6.7	7.2	9.1	9.9
Espírito Santo	4.1	2.1	3.5	3.9	2.5	3.2	7.3	6.1	5.0	6.8	6.9	7.4	8.8
Rio de Janeiro	2.7	3.2	4.4	4.6	4.4	4.4	7.2	8.0	7.5	8.6	9.4	11.0	11.5
São Paulo	2.3	3.0	4.5	4.2	3.0	4.7	8.8	7.8	8.0	9.1	10.6	12.8	12.9
Paraná	1.6	1.7	2.8	3.6	2.6	3.3	6.0	5.4	6.4	6.1	7.5	8.4	9.9
Santa Catarina	1.7	1.6	2.9	3.6	2.6	2.9	5.2	4.9	6.0	6.9	8.0	8.6	8.4
Rio Grande do Sul	2.7	2.0	2.2	2.6	1.7	2.4	4.3	3.3	3.6	4.5	5.0	7.6	8.1
Mato Grosso do Sul	3.2	1.8	2.0	3.8	2.2	3.1	6.0	5.6	6.9	9.3	9.9	10.8	10.2
Mato Grosso	2.4	1.0	1.3	1.2	1.7	1.9	6.1	5.3	6.5	7.2	5.7	8.4	8.4
Goiás	2.7	2.1	3.1	2.9	2.4	2.8	6.7	5.8	7.1	8.1	7.3	8.6	9.5
Distrito Federal	2.1	3.4	4.8	4.6	3.8	4.2	8.4	9.5	8.2	12.9	10.3	12.3	15.2

Tabela 2: Renda Média por Unidades da Federação ( mensal)													
(em reais de 99)													
U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Rondônia	344	452	298	259	295	254	213	220	326	275	310	348	305
Acre	288	335	257	247	237	201	246	226	320	348	308	328	309
Amazonas	232	325	261	218	302	328	175	176	257	246	247	204	191
Roraima	326	488	357	353	455	491	262	347	356	372	267	283	301
Pará	216	295	220	184	247	224	164	196	215	201	208	210	204
Amapá	228	377	241	252	218	264	160	274	262	270	236	223	213
Tocantins	-	-	-	-	-	-	115	133	157	167	163	177	157
Maranhão	81	122	82	88	93	89	101	99	118	132	118	131	131
Piauí	84	119	91	74	87	86	96	110	127	125	130	137	133
Ceará	116	174	120	113	114	108	117	129	162	158	160	168	158
Rio Grande do Norte	120	172	148	140	130	133	145	134	193	196	192	202	192
Paraíba	174	149	130	104	114	129	116	144	186	170	189	208	227
Pernambuco	141	194	155	140	157	148	137	145	178	183	176	191	182
Alagoas	123	161	121	113	129	115	137	128	188	171	180	172	155
Sergipe	135	194	148	133	149	137	159	164	169	196	189	207	198
Bahia	142	199	151	136	160	144	135	149	164	168	171	168	162
Minas Gerais	197	307	214	202	232	212	203	212	272	262	280	263	260
Espírito Santo	227	369	236	206	231	226	191	211	280	272	271	280	280
Rio de Janeiro	331	445	340	332	380	311	336	313	416	439	424	443	413
São Paulo	343	512	388	371	418	376	327	344	447	459	462	461	426
Paraná	223	321	247	221	257	228	210	261	313	326	315	315	309
Santa Catarina	228	341	261	229	282	274	289	284	352	343	357	356	329
Rio Grande do Sul	297	389	290	261	308	283	307	321	367	375	360	383	371
Mato Grosso do Sul	227	355	259	238	239	233	226	226	267	282	281	277	266
Mato Grosso	208	374	268	227	232	215	173	237	247	262	307	290	261
Goiás	203	355	228	205	270	244	225	240	237	268	257	282	259
Distrito Federal	416	586	444	446	510	517	379	459	561	538	602	623	573

Tabela 3: Índice de Gini por Unidades da Federação

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Rondônia	0.49	0.46	0.53	0.57	0.58	0.53	0.54	0.54	0.59	0.54	0.55	0.55	0.56
Acre	0.55	0.51	0.58	0.61	0.55	0.56	0.56	0.55	0.58	0.63	0.57	0.57	0.62
Amazonas	0.55	0.51	0.51	0.56	0.58	0.56	0.55	0.55	0.58	0.54	0.59	0.58	0.55
Roraima	0.51	0.45	0.48	0.59	0.48	0.54	0.53	0.53	0.43	0.45	0.44	0.51	0.51
Pará	0.56	0.55	0.56	0.58	0.63	0.62	0.55	0.59	0.56	0.58	0.57	0.57	0.56
Amapá	0.48	0.46	0.47	0.49	0.43	0.46	0.46	0.66	0.53	0.52	0.57	0.58	0.54
Tocantins	-	-	-	-	-	-	0.59	0.53	0.62	0.63	0.62	0.61	0.56
Maranhão	0.51	0.54	0.54	0.56	0.60	0.57	0.53	0.61	0.58	0.60	0.62	0.61	0.58
Piauí	0.62	0.60	0.66	0.65	0.66	0.67	0.62	0.62	0.59	0.59	0.62	0.60	0.61
Ceará	0.62	0.60	0.62	0.65	0.66	0.63	0.61	0.63	0.62	0.63	0.63	0.62	0.62
Rio Grande do Norte	0.61	0.56	0.63	0.63	0.60	0.62	0.61	0.58	0.60	0.61	0.60	0.60	0.60
Paraíba	0.74	0.58	0.62	0.63	0.65	0.66	0.59	0.65	0.61	0.60	0.63	0.64	0.66
Pernambuco	0.57	0.56	0.60	0.62	0.63	0.61	0.59	0.62	0.58	0.61	0.59	0.60	0.61
Alagoas	0.55	0.56	0.58	0.58	0.62	0.58	0.58	0.63	0.65	0.63	0.62	0.63	0.59
Sergipe	0.55	0.55	0.59	0.63	0.63	0.58	0.60	0.61	0.59	0.61	0.62	0.62	0.63
Bahia	0.60	0.58	0.61	0.63	0.65	0.65	0.60	0.64	0.61	0.63	0.61	0.60	0.59
Minas Gerais	0.59	0.58	0.59	0.61	0.62	0.61	0.57	0.59	0.59	0.57	0.58	0.57	0.57
Espírito Santo	0.60	0.61	0.63	0.66	0.65	0.65	0.56	0.59	0.60	0.58	0.57	0.59	0.58
Rio de Janeiro	0.59	0.58	0.58	0.59	0.66	0.59	0.55	0.59	0.58	0.58	0.58	0.58	0.56
São Paulo	0.53	0.52	0.52	0.53	0.56	0.54	0.52	0.54	0.54	0.53	0.54	0.54	0.54
Paraná	0.57	0.57	0.58	0.58	0.60	0.59	0.55	0.58	0.58	0.58	0.57	0.57	0.58
Santa Catarina	0.53	0.52	0.55	0.56	0.57	0.57	0.54	0.51	0.54	0.52	0.53	0.53	0.52
Rio Grande do Sul	0.56	0.55	0.57	0.59	0.60	0.58	0.54	0.56	0.57	0.56	0.55	0.56	0.57
Mato Grosso do Sul	0.54	0.55	0.55	0.63	0.60	0.58	0.59	0.56	0.55	0.59	0.57	0.54	0.56
Mato Grosso	0.54	0.60	0.61	0.62	0.60	0.56	0.52	0.58	0.55	0.57	0.61	0.58	0.55
Goiás	0.58	0.57	0.58	0.61	0.64	0.61	0.59	0.59	0.56	0.58	0.55	0.58	0.63
Distrito Federal	0.61	0.60	0.58	0.61	0.61	0.59	0.60	0.62	0.59	0.60	0.60	0.63	0.56

Tabela 4: Porcentagem de pobres (P0) por unidades da Federação (Grau de Pobreza)

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Rondônia	19.3	11.3	28.0	38.6	35.1	36.0	42.2	44.3	32.6	33.4	27.8	25.1	30.3
Acre	33.3	21.0	43.9	48.4	42.5	47.6	40.5	45.3	32.8	37.9	31.8	32.1	42.9
Amazonas	39.2	22.8	32.2	44.7	35.1	28.9	50.9	54.0	38.3	37.7	42.2	49.4	48.9
Roraima	22.8	1.7	18.4	22.2	6.8	18.5	34.2	26.9	13.4	17.7	25.8	30.8	26.7
Pará	46.7	30.0	44.4	54.2	48.2	49.5	54.0	53.7	46.2	50.1	48.9	46.6	46.5
Amapá	32.1	9.3	24.7	31.8	33.9	27.1	47.7	51.2	35.4	29.1	43.7	43.9	42.1
Tocantins	-	-	-	-	-	-	68.1	59.2	60.6	57.0	61.9	56.9	55.8
Maranhão	78.2	62.5	77.4	76.2	75.9	74.3	68.2	73.7	66.6	65.2	70.6	66.9	66.2
Piauí	78.2	69.3	79.0	84.6	82.9	81.3	73.6	69.7	64.3	64.2	67.5	62.5	65.3
Ceará	73.1	56.3	73.0	74.4	75.0	75.6	66.3	65.8	58.6	58.9	59.3	57.4	58.7
Rio Grande do Norte	70.7	55.4	66.6	66.7	67.9	67.9	64.1	63.1	52.1	51.2	51.9	51.6	51.4
Paraíba	72.9	58.3	69.8	77.1	74.8	71.3	66.6	65.0	54.5	55.3	55.2	53.5	53.0
Pernambuco	64.5	48.9	64.1	69.5	66.7	66.8	65.2	65.6	56.7	57.5	58.3	54.8	58.3
Alagoas	69.4	54.8	70.4	71.3	72.4	74.8	63.4	69.1	60.7	61.2	59.8	60.6	60.3
Sergipe	64.8	45.5	64.5	69.5	66.7	66.3	59.2	60.4	55.6	53.8	56.1	52.2	54.7
Bahia	66.7	49.6	65.0	70.2	66.1	70.3	64.6	66.4	59.2	59.2	58.5	57.2	57.6
Minas Gerais	41.2	22.7	37.9	42.8	37.1	40.5	35.5	36.4	27.5	26.8	26.4	26.4	26.7
Espírito Santo	37.1	16.7	40.8	49.3	43.5	44.6	37.7	35.2	27.7	27.6	26.6	26.0	25.6
Rio de Janeiro	34.3	20.4	31.6	33.3	35.7	35.3	26.6	33.5	22.9	21.3	21.1	20.7	20.1
São Paulo	22.2	9.3	16.9	20.1	19.6	19.9	23.1	24.1	14.8	14.7	15.4	15.0	17.6
Paraná	42.5	26.5	37.9	43.4	41.3	43.9	40.8	35.8	30.3	27.9	29.6	27.7	30.4
Santa Catarina	34.6	18.3	31.8	37.5	33.8	34.8	26.7	23.8	20.9	19.2	20.2	18.9	20.4
Rio Grande do Sul	31.5	19.4	33.6	41.4	34.8	35.4	27.2	28.5	23.7	24.3	25.2	23.6	25.0
Mato Grosso do Sul	30.5	13.4	26.9	40.9	37.2	36.4	33.7	32.7	25.7	27.7	24.7	21.0	26.1
Mato Grosso	35.1	15.5	32.8	41.7	36.4	35.5	38.5	31.9	26.5	28.0	25.7	24.4	23.3
Goiás	39.3	18.4	35.0	41.6	36.1	36.3	33.6	34.7	29.8	27.4	25.1	24.5	27.0
Distrito Federal	28.4	14.5	21.3	24.3	22.5	19.5	28.3	26.9	17.6	20.2	17.3	18.5	21.7

Tabela 5: Hiato médio de renda (P1) dos pobres (Intensidade da Pobreza)

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Rondônia	6.3	3.4	10.9	17.8	14.9	15.1	19.4	17.4	13.6	13.2	12.0	9.5	12.2
Acre	12.3	7.2	16.7	21.1	17.7	21.7	21.2	19.9	12.9	15.2	16.6	16.0	19.8
Amazonas	15.5	7.9	10.8	18.3	14.0	11.5	26.1	24.1	17.4	15.8	19.2	24.9	22.2
Roraima	8.9	0.9	7.2	7.8	3.0	5.6	12.7	13.8	4.3	9.5	8.3	15.2	10.6
Pará	18.7	10.5	18.4	24.6	21.8	22.0	26.0	23.5	18.1	22.1	21.3	19.6	19.9
Amapá	12.8	2.3	10.3	12.2	11.1	9.5	20.9	22.1	15.2	11.9	20.0	21.5	22.4
Tocantins	-	-	-	-	-	-	38.7	28.9	32.2	31.8	30.7	27.2	26.1
Maranhão	42.1	31.1	43.9	43.1	45.1	43.8	37.1	44.0	36.3	34.2	39.7	34.9	32.5
Piauí	49.5	37.0	51.8	55.9	53.1	53.5	45.7	41.8	34.5	35.8	37.6	33.9	35.0
Ceará	39.6	24.8	39.4	43.3	44.8	43.2	38.4	36.9	29.7	31.4	30.9	28.7	29.8
Rio Grande do Norte	38.7	24.5	34.7	36.5	36.6	37.5	33.5	33.2	23.9	24.4	23.9	22.4	24.3
Paraíba	41.2	29.1	38.5	45.6	44.8	42.2	38.5	37.4	26.2	27.3	28.2	25.7	26.3
Pernambuco	31.7	20.2	31.1	37.3	34.7	35.1	35.2	36.5	25.8	28.0	28.1	26.0	28.3
Alagoas	31.7	22.6	35.3	37.5	37.9	37.5	32.4	39.5	28.7	31.2	28.1	29.4	30.4
Sergipe	30.3	18.4	30.4	37.7	34.2	31.0	30.5	30.9	27.2	25.3	27.5	24.5	26.7
Bahia	32.6	20.1	32.4	37.3	34.1	38.0	34.5	36.2	29.5	31.8	28.9	27.6	28.0
Minas Gerais	17.0	7.8	16.0	18.6	15.8	17.0	15.7	15.4	11.0	11.0	10.6	10.6	10.8
Espírito Santo	13.8	5.3	16.5	22.9	19.7	20.7	16.5	16.4	11.3	10.8	10.7	11.3	11.3
Rio de Janeiro	13.2	6.5	11.4	12.9	14.7	14.2	10.1	13.3	8.5	8.6	7.7	7.5	7.5
São Paulo	8.0	3.0	5.8	7.0	6.9	7.2	9.1	9.0	5.8	5.7	5.9	5.8	6.8
Paraná	17.9	9.9	16.5	18.9	17.6	19.8	18.7	14.5	13.0	11.2	11.7	11.6	13.1
Santa Catarina	12.9	6.3	12.2	15.9	12.7	13.8	10.6	9.2	7.9	7.5	7.5	7.7	8.6
Rio Grande do Sul	12.1	7.2	13.7	17.9	14.7	15.2	10.6	11.2	9.4	10.3	10.1	9.4	10.4
Mato Grosso do Sul	10.6	3.8	8.4	15.9	13.6	13.7	13.7	12.6	9.7	11.5	9.7	8.0	10.6
Mato Grosso	12.7	4.6	13.5	17.6	15.5	14.3	16.3	12.1	11.1	11.7	10.4	9.1	8.8
Goiás	15.6	6.1	14.2	18.4	15.6	15.5	13.9	13.0	12.0	10.8	9.8	9.2	10.7
Distrito Federal	10.7	5.2	7.2	9.2	8.4	7.1	11.3	11.4	6.6	8.4	7.1	7.5	8.8

Tabela 6: Despesa Primária per capita  
(em reais de 99)

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Rondônia	1328	1552	1254	1064	1649	1228	581	651	729	483	587	1221	598
Acre	1015	1195	1019	918	1016	1432	1109	1196	1364	1045	1083	1297	1175
Amazonas	473	810	786	662	1065	897	476	601	980	981	784	764	640
Roraima	3282	3456	2977	2350	3138	3561	2552	2111	3314	2376	1862	1802	1633
Pará	260	333	287	223	285	361	321	318	364	396	393	501	407
Amapá	1805	1964	1512	1204	2083	2783	1409	1125	1091	1037	1096	1078	920
Tocantins	-	-	-	-	-	-	699	785	691	977	1050	822	729
Maranhão	300	308	252	236	340	260	259	239	254	274	264	256	345
Piauí	322	439	378	259	273	431	270	317	398	382	383	408	382
Ceará	251	348	302	336	308	336	309	364	364	396	382	500	561
Rio Grande do Norte	350	410	491	406	376	483	328	391	426	404	440	785	589
Paraíba	336	440	370	267	250	429	295	325	325	367	375	484	461
Pernambuco	338	432	361	334	345	394	326	347	382	424	402	645	417
Alagoas	383	472	418	244	240	405	292	296	330	441	400	364	418
Sergipe	571	727	509	499	453	625	495	548	631	596	720	962	745
Bahia	474	515	362	396	360	383	415	373	371	403	408	696	461
Minas Gerais	488	537	593	570	643	649	521	487	664	590	645	820	487
Espírito Santo	590	834	560	446	564	703	618	692	1002	979	998	1158	922
Rio de Janeiro	542	780	674	669	598	760	691	640	743	603	630	918	932
São Paulo	773	1067	1021	981	1150	1249	992	1178	980	982	1376	1056	972
Paraná	483	633	606	603	503	381	359	362	451	508	635	945	1139
Santa Catarina	543	759	625	544	684	695	551	546	667	686	632	713	674
Rio Grande do Sul	715	803	643	545	704	805	729	650	724	825	910	1247	812
Mato Grosso do Sul	904	1019	929	743	656	741	586	636	540	591	586	913	725
Mato Grosso	1573	1094	1015	787	805	901	560	575	844	646	663	940	755
Goiás	556	675	598	594	482	741	507	528	498	555	590	696	637
Distrito Federal	1390	1478	1603	1591	2252	2345	2028	2307	2297	2331	1589	2387	3177