

FEDERALISMO FISCAL ENQUANTO ESQUEMA DE SEGURO REGIONAL: UMA AVALIAÇÃO DO CASO BRASILEIRO*

Fernando Postali

Doutorando do IPE/USP e bolsista do CNPq

Fabiana Rocha

Do Departamento de Economia da USP

O objetivo deste artigo é verificar se os impostos e as transferências servem como um esquema de seguro regional no Brasil. Esses estabilizadores automáticos redistribuiriam recursos de regiões onde estivessem ocorrendo aumentos de renda para regiões onde a renda estivesse caindo, fornecendo, assim, uma forma de seguro contra flutuações na renda, o que seria importante caso o acesso dos indivíduos ao mercado financeiro fosse mais limitado ou mais caro do que o do governo. Utilizando-se dados para os 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal, para o período 1994-1999, conclui-se que os impostos e as transferências atenuam os efeitos dos choques regionais de renda. Um aumento de 1% no PIB estadual irá crescer a arrecadação de impostos federais em cerca de 1,6% em média. Por outro lado, um aumento de 1% no PIB estadual reduzirá as transferências em cerca de 0,86% na média.

1 INTRODUÇÃO

Vários estudos têm se preocupado em avaliar se o mercado de determinado país é completo no sentido de constituir um seguro contra todos os choques com os quais possa se defrontar. A hipótese de mercados completos é importante, entre outras razões, por ser capaz de racionalizar a abordagem de agente representativo. Se os mercados são completos e os agentes se defrontam com os mesmos preços, o consumo *per capita* agregado se comporta como se houvesse um único agente representativo, apesar de existirem diferenças significativas entre os indivíduos.

Uma das previsões do modelo de mercados completos é que a correlação entre a taxa de crescimento do consumo doméstico e a do consumo mundial é maior do que a correlação entre a taxa de crescimento do produto doméstico e a do produto mundial. A evidência, contudo, aponta na direção contrária [Obstfeld e Rogoff (1996)]. Na verdade, os mercados parecem ser mais completos (integrados) dentro de um país do que entre países. Atkeson e Bayoumi (1993) e Crucini (1992) comparam a divisão de riscos dentro do país com a divisão de riscos internacional e encontram evidência de ausência de seguro completo entre as regiões dos Estados Unidos. No entanto, ambos os estudos sugerem que a divisão de riscos no interior do país é maior do que em nível internacional. Bayoumi e Klein

* Os autores agradecem a Marcos Mendes, Naércio Aquino Menezes-Filho, Marcio Nakane, Paulo Arvate e a todos os participantes dos Seminários das Sextas do IPE/USP pelas sugestões. Agradecem também a dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários. Eventuais erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

(1995) chegam a conclusões análogas para o Canadá, indicando uma mobilidade de capital no interior desse país bem maior do que entre ele e o resto do mundo.

Existem várias razões para a existência de correlações do consumo mais altas dentro de um país do que entre diferentes países: a maior facilidade de se fazer cumprir contratos internos do que internacionais, o maior grau de integração econômica entre as regiões de um país e a integração do mercado de bens e de fatores inter-regionais, entre outras. No entanto, o elevado grau de heterogeneidade regional no Brasil pode invalidar algumas dessas razões. Nesse contexto, o *federalismo fiscal* pode assumir um papel importante na explicação do fenômeno. A fim de garantir um seguro contra choques regionais, um sistema federativo eficiente de tributação deve ser capaz de atuar como estabilizador automático, tornando o consumo regional razoavelmente imune a choques de renda locais.

Este trabalho baseia-se em Sala-i-Martin e Sachs (1992) e procura testar a contribuição do federalismo fiscal brasileiro na estabilização de choques de renda regionais. Como é de comum conhecimento, o sistema fiscal brasileiro fundamenta-se em um esquema de arrecadação de impostos para a União que, atendendo a critérios constitucionais e/ou decisões voluntárias, transfere recursos para estados e municípios. Estamos interessados, então, em avaliar se o sistema constitucional de arrecadação de impostos para a União e as transferências do governo central para os estados são eficientes no sentido de produzir um seguro interno. A consequência mais importante do seguro é permitir às unidades da federação suavizar seu consumo ao longo do tempo, tornando-o independente de seus produtos.

O artigo está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta um modelo simples que mostra como o consumo local se torna imune à renda local na presença de seguro, com vistas a ilustrar e motivar a discussão. A Seção 3 aborda o federalismo fiscal brasileiro e suas peculiaridades sob uma ótica descritiva. A Seção 4 discute o teste para a verificação da eficiência do federalismo fiscal na criação do mencionado seguro. A Seção 5 descreve os dados utilizados e a Seção 6 mostra e discute os resultados obtidos. Por fim, a Seção 7 apresenta as conclusões bem como algumas limitações do estudo.

2 DIVISÃO DE RISCO ENTRE ESTADOS

A principal implicação da divisão de riscos no mercado é que o consumo individual responde apenas aos choques agregados e não aos choques idiossincráticos, quer dizer, se houver algum mecanismo eficiente de estabilização de choques regionais, o consumidor conseguirá suavizar seu consumo ao longo do tempo, tornando-o independente de sua renda transitória. A divisão de riscos, portanto, contribuiria para validar a hipótese de que um consumidor é capaz de otimizar seu consumo ao longo do tempo de forma a maximizar o seu bem-estar. Em

outras palavras, seu consumo seria dependente apenas de sua renda permanente e não das suas variações transitórias.¹

No que diz respeito à divisão de riscos dentro de um país, a principal consequência do modelo de seguro completo é que os choques idiossincráticos não possuem poder explicativo sobre o consumo estadual, que só sofre impacto dos choques agregados. Para ilustrar a questão, utilizamos um modelo simplificado, com base em Mace (1991).² Seja C_{jt} o consumo do estado j no instante t e θ_{jt} os choques de preferências. Suponha uma economia de dotação onde, em cada período, cada estado seja dotado de y_{jt} , exógeno. O objetivo do planejador central é distribuir as dotações de modo a maximizar a função de utilidade agregada, composta pelas somas das utilidades estaduais, ponderadas por w_j , tal que $\sum_{j=1}^J w_j = 1$,

ou seja, sua função-objetivo é:

$$\max \sum_{j=1}^J w_j \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{jt}, \theta_{jt}) \quad (1)$$

sujeito a:

$$\sum_{j=1}^J C_{jt} = \sum_{j=1}^J y_{jt} \quad (2)$$

A restrição (2) estabelece que o consumo total deve ser igual à soma das dotações individuais de cada período, e β é a taxa de desconto intertemporal. As condições de primeira ordem nos fornecem:

$$\lambda = w_j U'(C_{jt}, \theta_{jt}) \quad (3)$$

onde λ é o multiplicador de Lagrange e $U'(\cdot)$ a utilidade marginal do consumo. Suponha que a função de utilidade seja da forma exponencial a seguir, tal que σ

1. Vários trabalhos têm procurado testar a existência de uma divisão de riscos nos mercados. Mace (1991) mostra que, quando se coloca a variação do consumo agregado entre os regressores, a variação de renda individual deixa de ser explicativa na variação do consumo individual nos Estados Unidos. Cochrane (1991) testa, para dados de *cross-section*, o crescimento do consumo individual contra um vetor de variáveis exógenas. Conclui que o seguro completo é rejeitado para licença médica longa e desemprego involuntário, mas não é rejeitado para as variáveis duração de desemprego, demissão por greves e transferência involuntária de domicílio. Mostra, ainda, que o crescimento da renda também é significativo para explicar a variação individual do consumo. Altonji, Hayashi e Kottikoff (1992) rejeitam fortemente o modelo altruístico de sucessão de gerações, mostrando que o consumo dos pais e dos filhos não é independente de suas respectivas rendas. Trata-se, pois, de uma evidência a favor de modelos keynesianos que não contemplam a possibilidade de divisão inter-geracional de riscos. Esses autores assinalam que, na prática, as dificuldades de aceitação do seguro completo, tanto entre regiões como entre gerações, colocam em xeque os modelos de consumidor representativos de horizonte infinito.

2. Mace (1991) inclui a incerteza do consumo futuro, mas o resultado é análogo.

seja o grau de aversão ao risco, suposto igual para todos os estados e constante no tempo.

$$U(C_{jt}, \theta_{jt}) = -\frac{1}{\sigma} \exp\{-\sigma(C_{jt} - \theta_{jt})\} \quad (4)$$

Utilizando (4) em (3) e tomando o logaritmo, obtemos:

$$\ln \lambda = \ln w_j - \sigma(C_{jt} - \theta_{jt}) \quad (5)$$

Sejam as médias dos consumos estaduais, dos choques de preferências e do logaritmo das ponderações dadas, respectivamente, por :

$$\bar{C}_t = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J C_{jt}; \quad \bar{\theta}_t = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \theta_{jt}; \quad \bar{w} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \ln w_j$$

Somando a equação (5) para cada um dos J estados e utilizando as equações já definidas, temos $\ln \lambda = \bar{w} + (\bar{C}_t - \bar{\theta}_t)$ o que, substituindo em (5), resulta em:

$$C_{jt} = \bar{C}_t + (\theta_{jt} - \bar{\theta}_t) + \frac{1}{\sigma} (\ln w_j - \bar{w}) \quad (6)$$

A equação (6) mostra como, na presença de seguro completo, o consumo individual irá variar de acordo com o consumo agregado, os choques de preferências e um efeito fixo, composto pela diferença entre o logaritmo do coeficiente de ponderação do estado na função-objetivo do planejador e a sua média nacional, ponderada pelo inverso do grau de aversão ao risco. É interessante observar que, se generalizássemos (6) para um grau de aversão ao risco σ_j diferente para cada estado, teríamos uma interpretação mais sugestiva para o efeito fixo, que seria dependente do comportamento de cada unidade da federação diante da incerteza. Assim, teríamos:

$$C_{jt} = \bar{C}_t + (\theta_{jt} - \bar{\theta}_t) + \frac{1}{\sigma_j} (\ln w_j - \bar{w}) \quad (6')$$

Tomando as primeiras diferenças a fim de eliminar esse efeito individual, obtemos:

$$\Delta C_t^j = \Delta \bar{C}_t + \Delta \theta_t^j - \Delta \bar{\theta}_t \quad (7)$$

A equação (7) nos permite concluir que, na presença de algum mecanismo de seguro contra choques regionais, deve-se esperar uma correlação alta entre o consumo estadual e o consumo agregado nacional.

Isso parece ser verdadeiro para os estados brasileiros. Apesar da dificuldade de reproduzir tais estudos para o Brasil, dada a ausência de dados agregados dos consumos regionais, podemos avaliar as correlações entre as taxas de crescimento dos produtos *per capita* locais e a variação do PIB agregado *per capita*. Conforme mostram Obstfeld e Rogoff (1996), em equilíbrio de estado estacionário, a participação do consumo local no consumo agregado tende a ser igual à participação do produto local no produto agregado [ver Tesar (1995)]. A Tabela 1 apresenta os coeficientes de correlação estimados entre as taxas de crescimento do produto *per capita* de cada estado brasileiro e a taxa de crescimento da economia brasileira como um todo. As magnitudes são bastante elevadas, indicando um alto grau de divisão de risco dentro do país.

Além de altas, essas correlações são certamente maiores do que aquelas entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* brasileiro e o PIB *per capita* de outros países. A título de ilustração, a Tabela 2 contém os coeficientes de correlação entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* brasileiro e a de alguns países do G-7.

O fato de as correlações interestaduais serem mais altas que as do Brasil com o resto do mundo sugere que as conclusões de Atkeson e Bayoumi (1993) e Crucini (1992) também são válidas para o caso brasileiro, isto é, embora não haja evidências de seguro completo no mercado interno, o seguro entre as unidades da federação é maior do que o do país com o exterior.

TABELA 1
CORRELAÇÕES ENTRE AS TAXAS DE CRESCIMENTO DO PRODUTO *PER CAPITA* ESTADUAL E DO PIB *PER CAPITA* NACIONAL — 1994-1999

Acre	0,859	Maranhão	0,876	Rio de Janeiro	0,998
Alagoas	0,901	Mato Grosso	0,999	Rio Grande do Norte	0,957
Amapá	0,967	Mato Grosso do Sul	0,853	Rio Grande do Sul	0,996
Amazonas	0,952	Minas Gerais	0,996	Rondônia	0,877
Bahia	0,997	Pará	0,764	Roraima	0,849
Ceará	0,975	Paraíba	0,985	Santa Catarina	0,993
Distrito Federal	0,952	Paraná	0,986	São Paulo	0,996
Espírito Santo	0,972	Pernambuco	0,979	Sergipe	0,997
Goiás	0,994	Piauí	0,998	Tocantins	0,904

Fonte: IBGE.

Nota: Os coeficientes de correlação são os coeficientes de correlação simples entre a mudança anual no logaritmo natural do produto *per capita* de um estado e a mudança anual no logaritmo natural do produto *per capita* do Brasil.

TABELA 2
CORRELAÇÕES DAS TAXAS DE CRESCIMENTO DOS PIBs PER CAPITA DE CADA PAÍS COM A DO BRASIL — 1994-1999

Alemanha	0,266
Canadá	0,114
Reino Unido	0,658
Estados Unidos	-0,422
Japão	0,570

Fontes: IBGE e Ipeadata.

Nesse contexto estamos interessados em avaliar se o sistema federativo de tributação e transferências oferece algum tipo de seguro contra choques regionais que permita dar uma possível explicação para as evidências mencionadas.

3 ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO FEDERALISMO FISCAL NO BRASIL

A origem da estrutura federativa brasileira está ligada a fatores históricos que remontam ao processo de ocupação e desenvolvimento do país. O assunto é demasiado complexo para ser abordado aqui. Do ponto de vista teórico, Bucovetsky (1998) elenca algumas vantagens do sistema federativo,³ destacando a possibilidade de construção de algum mecanismo de seguro contra choques idiossincráticos regionais, contribuindo para a redução das incertezas no processo de tomada de decisão dos agentes. O autor classifica o *federalismo* como um arranjo intermediário entre a *separação* e o *unitarismo*, permitindo mesclar a autonomia de geração de rendas do primeiro com a mobilidade migratória do segundo. Os habitantes de um conjunto de regiões autônomas teriam interesse em ingressar em um sistema federativo, em detrimento da separação completa, se houvesse melhora de bem-estar, o que ele mostra ocorrer em três situações: incerteza sobre a renda dos recursos, diferença entre as rendas esperadas de cada região e aversão ao risco.

Uma das maiores dificuldades de avaliação do perfil do federalismo fiscal brasileiro é a enorme disparidade regional no país: devido à grande heterogeneidade de níveis de desenvolvimento, as capacidades tributárias entre as unidades da federação são muito distintas entre si, ou seja, enquanto estados mais ricos são capazes de gerar grande parcela de arrecadação tributária, estados pobres são muito dependentes de ajuda federal. Além disso, em virtude das desigualdades de renda regionais, o governo federal possui uma política deliberada de transferência de

3. Há uma outra vertente de explicações, de caráter positivo. Nessa visão, o sistema federativo torna possível um maior equilíbrio de posições ideológicas em governos politicamente divididos, com conseqüências sobre o equilíbrio resultante (múltiplos equilíbrios). Para maiores detalhes, ver Dixit e Londregan (1998).

recursos de regiões ricas para regiões pobres, não apenas do ponto de vista constitucional, como também através da transferência voluntária de recursos.

A Constituição de 1988 representa um marco no desenho do processo de descentralização fiscal entre as três esferas de governo, iniciado a partir das reformas financeiras de 1967 [Cossío (1998)]. Desde então, vem sendo empreendido um processo de descentralização fiscal, com vistas a beneficiar estados e municípios. Conforme apontam Afonso, Ramundo e Araújo (1998), o sistema fiscal brasileiro busca conciliar três objetivos fundamentais: *a*) adequar a arrecadação tributária às crescentes pressões por gastos, sobretudo na seguridade social, com vistas a controlar o déficit fiscal; *b*) manter a autonomia de gastos de recursos provenientes de um diversificado esquema de transferências de regiões ricas para regiões menos desenvolvidas; e *c*) criar um processo de redistribuição regional de recursos com vistas a contrabalançar a concentração da riqueza nacional no Centro-Sul do país e a conciliar os interesses das diversas unidades da federação.

Além disso, conforme aponta Cossío (1998), a reforma tributária de 1988 descentralizou os recursos tributários de duas formas. Primeiro, ampliando a base de tributação dos níveis inferiores de governo. Segundo, elevando a parcela dos tributos federais destinada aos níveis inferiores de governo através da ampliação dos Fundos de Participação dos Estados e Municípios e da criação de novos fundos regionais.

A opção por descentralizar receitas disponíveis e a não-capacidade tributária têm sido a principal crítica à reforma tributária de 1988. O aumento das transferências, em detrimento das receitas tributárias próprias na estrutura de financiamento, reduziu a percepção dos custos dos bens públicos com conseqüente elevação dos gastos por parte dos estados e municípios [Cossío (1998)]. Além disso, conforme mostram Persson e Tabellini (1996), há um *trade-off* entre seguro regional e risco moral, já que a existência de um mecanismo de transferências entre regiões incentivaria a adoção de políticas locais mais arriscadas, notadamente a falta de investimentos na geração de receitas próprias: quanto maior o número de localidades asseguradas, menor o incentivo para investir. Tal constatação levaria à conclusão de que arranjos unitários são mais eficientes, mas os autores especulam que pode haver problemas de incentivo também no governo central, revertendo essa conclusão.

De particular interesse para este trabalho, no entanto, é a análise desagregada das fontes de financiamento a fim de observar o padrão de diversidade entre regiões na participação de recursos tributários próprios ou transferências.

A Tabela 3 mostra a participação da receita tributária e das transferências totais na receita total em 1990 para as diversas regiões do país.

TABELA 3
PARTICIPAÇÃO DA RECEITA TRIBUTÁRIA E DAS TRANSFERÊNCIAS TOTAIS NA RECEITA TOTAL DOS ESTADOS — 1990

Região	Receita tributária	Transferências
Norte	0,38	0,53
Nordeste	0,44	0,37
Sudeste	0,70	0,14
Sul	0,69	0,11
Centro-Oeste	0,50	0,38
Brasil	0,62	0,21

Fonte: Cossío (1998).

Observa-se que nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste as transferências são uma parcela significativa das receitas totais enquanto nos estados do Sul e do Sudeste a arrecadação tributária representa a maior parte da receita total. Fica assim clara uma relação inversa entre a capacidade fiscal e a participação das transferências na estrutura de financiamento dos estados brasileiros. Os estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste são muito mais dependentes de transferências do que os estados do Sudeste e do Sul.

O aspecto redistributivo observado anteriormente aparece mais claramente ainda quando se avalia a participação das transferências constitucionais (ou tributárias) e das transferências voluntárias na receita total (Tabela 4).

Nota-se uma clara relação inversa entre a participação das transferências constitucionais e a capacidade fiscal das diferentes regiões. As transferências cons-

TABELA 4
PARTICIPAÇÃO DAS TRANSFERÊNCIAS CONSTITUCIONAIS E DAS TRANSFERÊNCIAS VOLUNTÁRIAS NA RECEITA TOTAL DOS ESTADOS — 1990

Região	Transferências constitucionais	Transferências voluntárias
Norte	0,19	0,34
Nordeste	0,28	0,09
Sudeste	0,02	0,12
Sul	0,04	0,08
Centro-Oeste	0,06	0,32
Brasil	0,08	0,14

Fonte: Cossío (1998).

titucionais correspondem a 2% e 4% das receitas totais dos estados das regiões Sudeste e Sul, mas a 20% e 28% das receitas totais das regiões Norte e Nordeste, que têm menor capacidade tributária. Esse fato não deveria, contudo, surpreender, uma vez que existe um objetivo claro de redistribuição regional dos fundos de participação dos estados e municípios.⁴ Ao contrário das transferências constitucionais, as voluntárias não apresentam padrão regional. Isso novamente seria esperado, uma vez que essas transferências não respondem a objetivos de redistribuição inter-regional de recursos fiscais.

A maior dificuldade em captar um efeito estabilizador no funcionamento do federalismo fiscal brasileiro é isolar o efeito redistributivo já mencionado. Isso quer dizer que a metodologia empregada para o mesmo estudo nos Estados Unidos [Sala-i-Martin e Sachs (1992)] deve sofrer algumas modificações, pela introdução de controles regionais em nossos estudos econométricos.

4 FEDERALISMO FISCAL E DIVISÃO DE RISCOS

O objetivo desta seção é testar o federalismo fiscal brasileiro como seguro contra os desequilíbrios regionais. Estamos interessados em avaliar se o sistema de arrecadação e de transferências entre a União e os estados contribui para estabilizar os choques locais, redistribuindo renda dos estados afetados favoravelmente pelos choques para os estados afetados desfavoravelmente. Em outras palavras, procuramos verificar se a política de taxação e transferências no Brasil é capaz de minimizar os desequilíbrios regionais. Para isso, com apoio em Sala-i-Martin e Sachs (1992), propomos testar, separadamente, as seguintes equações para o Brasil:⁵

$$A_{jt} = \alpha + \beta PIB_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

$$T_{jt} = \gamma + \theta PIB_{jt} + \nu_{jt} \quad (9)$$

onde a variável PIB_{jt} representa o produto bruto do estado j no ano t , A_{jt} são todos os impostos gerados no estado j recolhidos pela União no ano t e T_{jt} são transferências da União para o estado j . Todas as variáveis estão expressas em termos *per*

4. Para uma noção das fórmulas de repartição dos Fundos de Participação de Estados e Municípios, ver Shah (1992).

5. Na verdade, Sala-i-Martin e Sachs discutem o papel de estabilizador automático do federalismo dentro de um outro contexto. Eles argumentam que uma condição para a constituição de uma área monetária ótima na União Européia seria a existência de um sistema fiscal federal que absorvesse uma parcela substancial dos choques entre regiões, com base na experiência americana. Os Estados Unidos representariam efetivamente uma coleção de regiões ou estados ligados por um sistema de taxas de câmbio fixas. Dividindo os Estados Unidos em nove regiões, os autores testam a sensibilidade dos impostos e das transferências diante dos produtos regionais, com vistas a estimar o seu impacto na renda disponível dos agentes. Os resultados obtidos permitem concluir pela existência de um mecanismo de estabilização automática dos choques na economia americana, apesar de a resposta da arrecadação ser muito maior que a das transferências, refletindo a progressividade de seu sistema fiscal.

capita; ε_{jt} e v_{jt} são termos aleatórios não-correlacionados entre si. Diferentemente de Sala-i-Martin e Sachs (1992), que estimam uma equação para cada região, utilizamos metodologia de dados em painel, em que $j = 1$ a 27 e $t = 1994$ a 1999. Isso porque, de outra forma, não teríamos observações suficientes para fazer os testes.

Se o sistema fiscal exercer um grande poder explicativo sobre a estabilização dos choques regionais, devemos ter os parâmetros $\beta > 0$ e $\theta < 0$ significativos. Isso quer dizer que o sistema fiscal não só possui um caráter contracíclico automático, mas também redistributivo no sentido de reduzir desequilíbrios regionais. É importante ter em vista que não se trata de forçar a convergência das rendas regionais, mas apenas de amenizar desequilíbrios provocados por choques idiossincráticos.

O problema que aparece ao se estimar as equações (8) e (9) é o viés produzido pela possível simultaneidade entre a variável dependente (impostos/transferências) e o regressor (produto). Como impostos mais altos tendem a deprimir o nível de atividade regional, estimativas simples de mínimos quadrados ordinários (MQO) tendem a ser viesadas para baixo no caso da equação da arrecadação. Considerando o caso de impostos *lump sum*, um aumento dos tributos federais reduzirá a renda disponível e, portanto, o gasto agregado e o produto. Sala-i-Martin e Sachs (1992) argumentam que esse efeito existe mesmo na presença da equivalência ricardiana, pois os habitantes de um estado podem achar que a elevação do imposto irá servir para financiar subsídios em outras regiões, no presente e no futuro, de modo que a riqueza cai com o aumento de impostos.⁶ O mesmo raciocínio vale para as transferências. Se uma redução no nível de atividade levar a um aumento no nível de transferências automáticas, a renda disponível irá aumentar e, portanto, o gasto naquele estado se elevará, levando a um crescimento em seu produto.

Em termos econométricos, o mencionado viés nos estimadores de MQO se traduz na violação da hipótese de $E[\varepsilon_{jt}/PIB_{jt}] = E[v_{jt}/PIB_{jt}] = 0$, acarretando um problema de endogeneidade. Tentaremos contornar esse problema utilizando a primeira e a segunda defasagem temporal do produto estadual como instrumentos para o produto, em um estimador de variáveis instrumentais (IV).

Outro problema com a estimação do modelo é o termo de erro. Não há qualquer razão para esperarmos que os erros sejam homocedásticos e não-autocorrelacionados entre as regiões. Para evitar perda de eficiência com esses problemas, incluiremos estimativas pelo método dos momentos generalizados (GMM).⁷

6. Se as pessoas imaginam que podem transferir impostos para pessoas que moram em estados sobre os quais elas não se preocupam, então mudanças nos impostos têm efeito sobre a renda.

7. O estimador de GMM em modelos lineares baseia-se nas condições de ortogonalidade $E[z(y - \beta'x)] = 0$ e pode ser expresso por $[X'Z\Sigma^{-1}Z'X]^{-1}X'Z\Sigma^{-1}X'Y$, onde X é a matriz de regressores, Z é a matriz de instrumentos, Y a variável dependente e Σ a matriz fundamentada em uma estimação consistente dos parâmetros (no nosso caso, a matriz consistente de White). Para maiores detalhes, ver Greene (1997, Cap. 11).

Finalmente um último problema que podemos ter com as estimações é a endogeneidade do déficit orçamentário federal. Pode-se argumentar que, em anos de recessão, o governo incorre em déficit como forma de absorver parte do choque agregado. A fim de não captarmos esses efeitos cíclicos nacionais (e apenas os efeitos das flutuações locais de renda), as variáveis computadas em (8) e (9) devem ser divididas pelos seus valores agregados nacionais [ver Sala-i-Martin e Sachs (1992)]. Assim, passamos a utilizar a razão entre os impostos per capita do estado j e o total de impostos per capita nacional — arrecadação relativa (Ar_{jt}) —, e a razão entre as transferências per capita para o estado j e o total de transferências per capita nacional — transferência relativa (Tr_{jt}). A idéia é estimar mudanças na arrecadação e nas transferências para determinado estado, de modo que impostos e transferências nacionais *per capita* permaneçam constantes. Dessa forma, sendo y_{jt} a razão entre o PIB estadual *per capita* e o PIB brasileiro *per capita*, o modelo final se torna:

$$\ln(Ar_{jt}) = \alpha + \beta \ln(y_{jt}) + \varepsilon_{jt} \quad (8')$$

$$\ln(Tr_{jt}) = \gamma + \theta \ln(y_{jt}) + \upsilon_{jt} \quad (9')$$

De acordo com a especificação em logaritmo em (8') e (9'), os parâmetros β e θ podem ser interpretados como elasticidades de arrecadação e transferência, respectivamente, diante de variações no nível do produto estadual. Quer dizer, em termos matemáticos e pela definição usual de elasticidades, por (8') e (9'), temos:

$$\beta = \frac{d \ln Ar_{jt}}{d \ln y_{jt}} \approx \frac{\Delta Ar_{jt} / Ar_{jt}}{\Delta y_{jt} / y_{jt}}$$

$$\theta = \frac{d \ln Tr_{jt}}{d \ln y_{jt}} \approx \frac{\Delta Tr_{jt} / Tr_{jt}}{\Delta y_{jt} / y_{jt}}$$

Os sinais das elasticidades, $\beta > 0$ e $\theta < 0$, indicariam a presença de um perfil de estabilização automática dos choques idiossincráticos locais, pois mostrariam que a arrecadação de impostos varia no mesmo sentido do choque e a transferência de forma inversa.

5 DADOS

Os dados utilizados referem-se aos 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal, observados no período 1994-1999, perfazendo um total de 162 observações.

Os dados dos PIBs estaduais *per capita* são do IBGE. Como estamos utilizando o logaritmo do PIB relativo da forma definida anteriormente e pelos motivos mencionados, essa variável pode assumir valores positivos ou negativos (conforme a variável em nível é maior ou menor que 1). Portanto, valores positivos mostram que o estado apresenta um PIB *per capita* maior que a média nacional. O inverso ocorre se a variável assumir um valor negativo.

A arrecadação representa todos os fluxos de renda dos estados para a União e engloba os impostos diretos e indiretos (sob administração da Receita Federal), além da arrecadação da previdência social. Novamente, pelas razões já expostas, dividimos a arrecadação de cada estado por sua respectiva população, em cada ano, a fim de calcularmos o imposto *per capita*. A arrecadação relativa foi calculada dividindo o imposto *per capita* estadual pela arrecadação total *per capita* nacional.

Os dados sobre transferências, por sua vez, reúnem todos os fluxos de recursos da União em direção aos estados e foram obtidos junto ao Sistema Integrado de Administração Financeira (Siafi) da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Englobam todas as transferências constitucionais, mais o INSS. A variável também se encontra na razão entre as transferências *per capita* estaduais e o total de transferências *per capita* nacional. É importante notar que, ao longo das estimações, ao invés de somarmos as transferências voluntárias com as transferências constitucionais, optamos por separá-las, pois estamos interessados em avaliar o sistema fiscal em si e seu possível perfil de estabilizador automático, e não a política de distribuição de recursos do governo, a qual depende de outros fatores além dos choques e não está associada a um caráter automático. A Tabela 5 resume os principais dados de cada variável dependente.

TABELA 5
COMPOSIÇÃO DAS VARIÁVEIS DEPENDENTES

Arrecadação	IRPF, IRPJ, IPI, II, IE, IOF, CSLL, Cofins, ITR, CPMF, PIS/Pasep, Fundaf, INSS
Transferências	FPE, FPM, FPC, Fundef, IOF s/Ouro, IPI, ITR, IPI s/Exportações (compensações pela Lei Kandir) mais INSS

6 RESULTADOS

As estimativas IV-1 representam as estimações usando-se variáveis instrumentais com uma defasagem temporal do PIB como instrumento. As estimativas IV-2 e GMM representam as estimações usando-se variáveis instrumentais e o método dos momentos generalizados com a primeira e a segunda defasagem do PIB como instrumentos.

As Tabelas 6, 7A e 7B resumem os parâmetros estimados, de acordo com a variável dependente e o estimador utilizado. No que diz respeito à equação da

TABELA 6
REGRESSÃO DA ARRECAÇÃO CONTRA PIB ESTADUAL

Arrecadação	$\hat{\alpha}$	Desvio-padrão	$\hat{\beta}$	Desvio-padrão	R^2
MQO	-0,31	0,039	1,568	0,058	0,81
IV-1	-0,29	0,039	1,607	0,059	0,81
IV-2	-0,29	0,039	1,606	0,059	0,81
GMM	-0,30	0,045	1,601	0,064	0,81

TABELA 7A
REGRESSÃO DAS TRANSFERÊNCIAS (EXCLUINDO INSS) CONTRA PIB ESTADUAL

Transferências	$\hat{\gamma}$	Desvio-padrão	$\hat{\theta}$	Desvio-padrão	R^2
MQO	0,02	0,05	-0,865	0,08	0,40
IV-1	0,02	0,05	-0,864	0,08	0,40
IV-2	0,02	0,05	-0,862	0,08	0,40
GMM	0,004	0,04	-0,860	0,07	0,39

TABELA 7B
REGRESSÃO DAS TRANSFERÊNCIAS (INCLUINDO INSS) CONTRA PIB ESTADUAL

Transferências	$\hat{\gamma}$	Desvio-padrão	$\hat{\theta}$	Desvio-padrão	R^2
MQO	0,007	0,03	-0,154	0,05	0,05
IV-1	0,011	0,03	-0,145	0,05	0,05
IV-2	0,012	0,03	-0,143	0,05	0,05
GMM	0,004	0,02	-0,138	0,03	0,05

arrecadação, a inclusão ou não do INSS não altera significativamente os resultados estimados. Dessa forma, reproduzimos somente os parâmetros estimados, incluindo a arrecadação do INSS, de acordo com o estimador utilizado.

Os resultados alcançados evidenciam certo grau de progressividade dos impostos federais. Os sinais obtidos foram os esperados. É importante lembrar que, como os dados estão em logaritmo, os coeficientes representam as próprias elasticidades de arrecadação em relação ao PIB, ou seja, um aumento de 1% no PIB estadual irá aumentar a arrecadação dos impostos federais em cerca de 1,6%, em média. Todas as estimativas são significativas ao nível de 1%.

Quanto às transferências, os resultados não são robustos à inclusão/exclusão dos benefícios do INSS. Isso ocorre porque o pagamento de pensões é razoavel-

mente imune aos ciclos econômicos e os benefícios se concentram em unidades da federação que reúnem maior parcela da população economicamente ativa (PEA). Dessa forma, dividimos as estimações, excluindo e incluindo as transferências da previdência social.

Os coeficientes do PIB são todos significativos a 1%. Se incluirmos o INSS, o ajuste piora bastante, conforme se pode verificar na Tabela 7B. Embora as estimativas do PIB permaneçam todas significativas a 1%, o R^2 se reduz consideravelmente.

Analisando os números obtidos na regressão sem a inclusão da previdência social, observamos que a elasticidade das transferências com relação ao PIB é de cerca de 0,86 em termos absolutos, ou seja, uma redução de 1% no produto estadual é seguida de um aumento, em média, de 0,86% nas transferências. Por outro lado, se incluirmos o INSS, as estimativas das elasticidades se reduzem a cerca de 0,14, em termos absolutos.

Embora utilizem metodologia diferente, Sala-i-Martin e Sachs (1992) encontram resultados análogos para os Estados Unidos. No caso dos impostos, os coeficientes oscilam ao redor de 1,35 (vale lembrar que os autores estimam uma regressão para cada uma das nove regiões nas quais o país foi dividido, com estimadores de MQO, IV e SUR). No caso das transferências, os resultados são muito mais variáveis de região para região, com um valor médio de $-0,26$ (estimação SUR restrita para igualdade dos nove coeficientes).⁸

Entretanto, apesar da semelhança dos resultados, é importante observar que o sistema fiscal americano apresenta diferenças significativas em relação ao brasileiro: enquanto nos Estados Unidos as localidades apresentam um elevado grau de capacidade fiscal, o sistema de transferências da União para os estados no Brasil apresenta um perfil deliberadamente redistributivo, já que as unidades mais pobres da federação dependem do auxílio do governo federal para a obtenção de recursos fiscais, como abordamos na Seção 3. Isso significa que ele é constitucionalmente desenhado para retirar recursos de estados mais ricos (São Paulo, por exemplo) para regiões pobres (Norte e Nordeste). Dessa forma, embora tenhamos obtido um sinal negativo para a elasticidade das transferências em relação ao PIB, ele pode estar refletindo, em parte, o caráter *redistributivo* e não *estabilizador* do sistema fiscal.

A fim de controlar esse problema, utilizamos um modelo de *efeitos fixos*. Trata-se de uma estratégia de isolar o efeito estabilizador do sistema de transfe-

8. Nas estimativas de IV, rejeita-se a hipótese de igualdade dos coeficientes entre as regiões; as estimativas SUR, quando se corrige para a heterocedasticidade, não permitem rejeitar, a 5%, a hipótese de que as elasticidades das nove regiões são iguais entre si [ver Sala-i-Martin e Sachs (1992, p. 209-214)].

rências, introduzindo um controle para incorporar as peculiaridades de cada estado. O modelo, então, pode ser expresso da seguinte forma:

$$\ln(Ar_{jt}) = \alpha_j + \beta \ln(y_{jt}) + \varepsilon_{jt} \quad (8'')$$

$$\ln(Tr_{jt}) = \gamma_j + \theta \ln(y_{jt}) + \nu_{jt} \quad (9'')$$

onde os termos α_j e γ_j representam os efeitos fixos regionais,⁹ interpretados como o grau de capacidade fiscal e o desenvolvimento econômico de cada região ou unidade da federação, conforme o caso.

O objetivo da estratégia é isolar os choques idiossincráticos regionais dos choques nacionais. Em outras palavras, verificamos se, em determinado ano, o desnível do PIB *per capita* estadual em relação ao nacional (ou seja, o choque local) será compensado por um desnível de transferências/arrecadação *per capita* em relação ao total *per capita* nacional, de modo a amenizar o choque. Dessa forma, o efeito estabilizador estará presente se houver significância estatística da elasticidade da arrecadação/transferência em relação ao desvio do PIB. Note-se, em particular, que as co-variadas construídas podem ser positivas ou negativas, dependendo de o choque de renda ser positivo ou negativo no estado j no ano t . *Por esse critério, haverá efeito estabilizador se as variáveis dependentes construídas responderem, a cada ano, aos desníveis dos PIBs per capita estaduais em relação ao PIB per capita nacional.* Assim, a dimensão temporal é captada pela utilização de observações em uma série de tempo.

Objetivando incorporar os efeitos citados, incluímos *dummies* de região e de estado em nossas estimações. Essas variáveis binárias buscam controlar o componente distributivo do federalismo fiscal, de modo que apenas o efeito estabilizador seja captado nos coeficientes β e θ . A fim de controlar o problema de endogeneidade provocado pela simultaneidade entre as variáveis dependentes e a co-variada, as equações (8'') e (9'') foram estimadas em dois estágios: *a*) regressão do PIB contra sua defasagem temporal como instrumento (análogo ao primeiro estágio de TSLS); e *b*) utilização dos PIBs estimados em *a* como regressores em (8'') e (9''). Os resultados são apresentados nas Tabelas 8 e 9.

Ambas as estimações nos apresentam resultados interessantes, além de o ajuste melhorar significativamente (sobretudo para as transferências, com R^2 de 0,76). A elasticidade de arrecadação sobe para 1,75 enquanto a das transferências cai para -0,75. Isso quer dizer que, controlando-se para características fixas de regiões, o perfil estabilizador permanece. No caso da arrecadação, os efeitos fixos das regiões

9. Para mais detalhes, ver Greene (1997).

TABELA 8
MODELO DE EFEITOS FIXOS COM *DUMMIES* DE REGIÃO PARA ARRECADAÇÃO

Arrecadação	Coefficiente	Desvio-padrão
PIB ($\hat{\beta}$)	1,747**	0,087
Norte	-0,526**	0,073
Nordeste	-0,053	0,090
Centro-Oeste	-0,379**	0,071
Sudeste	-0,529	0,073
Sul	-0,526**	0,084
R^2 ajustado	0,93	
F(6,156)	392,76	
Número de observações	162	

** Significativo ao nível de 1%.

TABELA 9
MODELO DE EFEITOS FIXOS COM *DUMMIES* DE REGIÃO PARA TRANSFERÊNCIAS CONSTITUCIONAIS^a

Transferências	Coefficiente	Desvio-padrão
PIB ($\hat{\theta}$)	-0,752**	0,101
Norte	0,752**	0,085
Nordeste	-0,205*	0,104
Centro-Oeste	-0,104	0,083
Sudeste	-0,376**	0,084
Sul	-0,089	0,096
R^2 ajustado	0,76	
F(6,156)	86,27	
Número de observações	162	

^a Excluindo INSS.

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

Nordeste e Sudeste não foram significativos para explicar a variável dependente; já no caso das transferências, o Centro-Oeste e o Sul se mostraram não-significativos. Entretanto, é possível identificar a existência de um efeito estabilizador, já que a variável *PIB* permanece significativa em ambas as estimações.

A Tabela 10 resume os resultados da mesma metodologia da Tabela 9, considerando apenas as transferências voluntárias, de 1996 a 1999. Percebe-se, novamente, que o caráter estabilizador¹⁰ permanece identificado, com uma elasticidade média de $-0,37$. Agora, as elasticidades para as regiões Nordeste e Sul não são significativas.

Por outro lado, como se observa na Tabela 11, se em vez de incluirmos *dummies* de região utilizarmos *dummies* de estado, a elasticidade da arrecadação cairá para $0,40$ e a das transferências se tornará não-significativa (valor-p igual a 44%). Apesar disso, é interessante observar que os efeitos fixos da arrecadação apresentaram sinais positivos apenas para os Estados de São Paulo, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Distrito Federal; no caso das transferências, por sua vez, os sinais obtidos foram os esperados de acordo com o perfil distribuidor de rendas do federalismo fiscal brasileiro (positivo para estados menos desenvolvidos e negativo para os mais desenvolvidos), apesar de alguns deles se mostrarem não-significativos (SC, RS, PE, PR, GO). O perfil estabilizador, nesse caso, deixa de ser significativo, mostrando que o sistema constitucional de transferências possui um perfil fortemente distributivo em detrimento do estabilizador de choques. É interessante observar que, em ambas as estimações, o ajuste melhora muito, com o coeficiente da regressão (R^2) se aproximando da unidade, o que nos permite identificar uma relação quase determinística de distribuição de recursos para estados mais pobres.

TABELA 10
MODELO DE EFEITOS FIXOS COM *DUMMIES* DE REGIÃO PARA TRANSFERÊNCIAS VOLUNTÁRIAS

Transferências	Coefficiente	Desvio-padrão
PIB estadual	$-0,370^{**}$	0,134
Norte	$0,378^{**}$	0,113
Nordeste	$-0,079$	0,136
Centro-Oeste	$0,386^{**}$	0,107
Sudeste	$-0,229^*$	0,110
Sul	$-0,041$	0,126
R^2 ajustado	0,45	
F(6,156)	15,92	
Número de observações	108	

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

10. Deve-se advertir que, com as transferências voluntárias, o mecanismo estabilizador *não* é automático, pois depende da decisão dos agentes de política.

TABELA 11
MODELO COM EFEITOS FIXOS ESTADUAIS

	Arrecadação		Transferências constitucionais		Transferências voluntárias	
	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
PIB	0,406*	0,167	-0,089	0,115	-0,439	0,605
AC	-1,472**	0,125	1,660**	0,086	0,736	0,442
AL	-1,378**	0,162	0,470**	0,111	-0,238	0,576
AP	-1,340**	0,070	1,894**	0,048	0,095	0,236
AM	-0,404**	0,051	0,213**	0,035	0,048	0,129
BA	-1,030**	0,115	0,045	0,079	-0,655	0,399
CE	-0,998**	0,140	0,227*	0,096	-0,192	0,477
DF	1,476**	0,113	-0,731**	0,077	0,739	0,414
ES	0,195**	0,046	0,078*	0,032	0,287*	0,120
GO	-0,915**	0,085	-0,013	0,058	-0,160	0,288
MA	-1,708**	0,237	0,335*	0,163	-0,403	0,842
MT	-1,134**	0,068	0,345**	0,046	0,536*	0,223
MS	-1,284**	0,052	0,147**	0,036	0,414**	0,139
MG	-0,500**	0,048	-0,144**	0,033	0,152	0,121
PA	-1,541**	0,108	0,281**	0,074	-0,390	0,433
PB	-1,265**	0,166	0,439**	0,114	-0,093	0,577
PR	-0,253**	0,047	-0,034	0,032	-0,008	0,118
PE	-0,917**	0,105	0,093	0,072	0,039	0,349
PI	-1,387**	0,216	0,473**	0,148	-0,113	0,752
RJ	0,439**	0,065	-1,000**	0,044	-0,536**	0,198
RN	-1,235**	0,136	0,505**	0,093	0,374	0,479
RS	-0,250**	0,067	-0,042	0,046	-0,189	0,195
RO	-1,246**	0,098	0,659**	0,067	0,299	0,320
RR	-1,059**	0,137	1,959**	0,094	1,507**	0,473
SC	-0,408**	0,053	0,014	0,036	0,106	0,148
SP	0,586**	0,091	-0,898**	0,062	-0,195	0,309
SE	-1,115**	0,108	0,780**	0,074	0,023	0,396
TO	-1,969**	0,209	1,242**	0,144	0,066	0,739
R ² ajustado	0,994		0,992		0,846	
F(28, 134)	840,91		635,99			
F(28, 80)					22,20	
Número de observações	162		162		108	

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

Assim, o caráter estabilizador do sistema de transferências se mostra enfraquecido,¹¹ persistindo apenas pelo lado da arrecadação.

Finalmente, a partir das estimativas obtidas é possível calcular o impacto médio do sistema fiscal na renda disponível diante de variações na renda individual provocadas por choques no produto [Sala-i-Martin e Sachs (1992)]. Seja a renda disponível dada por:¹²

$$Yd = Y + T - A$$

onde Yd é a renda disponível; T são as transferências; e A os impostos pagos ao governo federal. Todas as variáveis podem ser calculadas em termos *per capita*, a fim de estimar a renda pessoal disponível de cada estado.

As variações na renda disponível são dadas por:

$$\Delta Yd = \Delta Y + \Delta T - \Delta A$$

Com um pouco de manipulação algébrica, obtemos:

$$\Delta Yd = \Delta Y (1 + \Delta T / \Delta Y - \Delta A / \Delta Y) \quad (10)$$

Uma vez que as regressões que estimamos têm seus dados em logaritmo, os coeficientes obtidos são estimativas das elasticidades, ou seja:

$$\beta = \frac{\Delta A / A}{\Delta Y / Y}$$

e:

$$\theta = \frac{\Delta T / T}{\Delta Y / Y}$$

Substituindo essas equações em (10), obtemos:

$$\Delta Yd = \varphi_j \Delta Y$$

11. A estimação do modelo de efeitos fixos estaduais para as transferências voluntárias mostrou-se análoga aos resultados para as transferências constitucionais. Entretanto, exceto para os Estados do Espírito Santo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro e Roraima, todos os demais coeficientes não foram significativos a 5%. Trata-se de uma evidência empírica de que as transferências voluntárias não respondem a um padrão de redistribuição regional de recursos, conforme já dissemos anteriormente.

12. Para simplificar a notação, omitimos os subscritos jt .

onde $\phi_j = 1 + \theta(T/Y)_{jt} - \beta(A/Y)_{jt}$. Desse modo, ϕ_j pode ser interpretado como um coeficiente de estabilização da renda disponível para o estado j , na medida em que reflete a percentagem da variação do choque do PIB que será de fato refletida no orçamento de cada indivíduo, em média.

A Tabela 12 apresenta os ϕ s estimados para cada estado, utilizando os dados médios de 1994 a 1999 e as estimativas obtidas em nossas regressões, com base no GMM, incluindo INSS.¹³ Nota-se que, para todos os casos, o coeficiente é menor que 1, de modo que cada choque observado no produto resulta em uma variação menos que proporcional na renda disponível.

TABELA 12

 ϕ ESTIMADO PARA CADA ESTADO COM DADOS MÉDIOS DE 1994-1999

Estado	$\hat{\phi}$
Mato Grosso do Sul	0,899
Pará	0,884
Rondônia	0,880
Amapá	0,874
Mato Grosso	0,868
Alagoas	0,850
Maranhão	0,846
Tocantins	0,844
Acre	0,843
Bahia	0,834
Paraíba	0,827
Goiás	0,824
Sergipe	0,822
Piauí	0,817
Pernambuco	0,815
Rio Grande do Norte	0,814
Amazonas	0,811
Ceará	0,807
Minas Gerais	0,798
Santa Catarina	0,787
Rio Grande do Sul	0,783
Roraima	0,763
Paraná	0,758
Espírito Santo	0,667
Rio de Janeiro	0,629
São Paulo	0,605
Distrito Federal	0,219

13. Escolhemos essa estimação, pois precisamos do efeito total, incluindo o INSS, não importando se o efeito estabilizador está isolado ou não.

No entanto, podemos observar que o amortecimento do choque é maior em unidades da federação mais ricas, com destaque para o Distrito Federal, muito abaixo da média nacional. Estados menos desenvolvidos, como Mato Grosso do Sul, Rondônia e Amapá, apresentam um coeficiente mais elevado, indicando um amortecimento menor dos choques de renda.

7 CONCLUSÕES

A constatação de elevadas correlações das taxas de variação dos produtos *per capita* estaduais com a nacional trouxe indícios de que, mesmo que a divisão de riscos não seja perfeita, ela certamente é maior do que a do país com o resto do mundo. Uma das possíveis explicações para isso seria a existência de um sistema fiscal no Brasil. Dessa forma, nosso objetivo fundamental neste artigo foi investigar se o federalismo fiscal brasileiro constitui um seguro contra choques regionais. Em outras palavras, procuramos achar evidência sobre estabilizadores fiscais automáticos no Brasil, ou seja, buscamos avaliar se impostos federais e transferências poderiam servir como um esquema de seguro regional no país.

As nossas estimações revelam que tanto os impostos federais quanto as transferências respondem, de alguma forma, aos choques regionais. Essa conclusão é mais forte quando controlamos pelas características regionais através de *dummies* de região. A inclusão de *dummies* de estado, por sua vez, torna o coeficiente da elasticidade das transferências ao PIB não-significativo, mostrando que o sistema federal de transferências é muito mais voltado para a *distribuição* de recursos entre os estados do que para a *estabilização* de choques locais. Assim, é possível afirmar que o sistema fiscal brasileiro possui certa influência na divisão de riscos do país. Embora a inclusão do INSS reduza consideravelmente o ajuste do modelo, as transferências constitucionais (exceto INSS) respondem a variações no produto. Os dados para arrecadação, contudo, se ajustam melhor do que os das transferências, refletindo um certo grau de progressividade do sistema fiscal brasileiro, já que todas as estimativas das elasticidades são maiores que a unidade (exceto quando controlamos por características fixas estaduais). Por outro lado, o impacto dos choques na renda disponível mostrou-se maior em unidades da federação menos desenvolvidas. Isso significa que, em caso de choque positivo, tais estados têm uma variação na renda disponível relativamente maior do que os estados mais ricos. Entretanto, os choques negativos tendem a lhes ser mais desfavoráveis.

Vale observar que não somamos as transferências constitucionais com as transferências voluntárias, em parte por acreditarmos que elas fazem parte da política redistributiva do governo e não propriamente do sistema fiscal, já que são resultados do estabelecimento de convênios entre a União e as localidades. Finalmente, cada estado pode possuir particularidades que contribuem para explicar as variáveis dependentes e que não foram computadas por nós. Isso significa que

seria importante introduzir, nas regressões, variáveis de controle para características observáveis.

Apesar das limitações apontadas anteriormente, acreditamos que este trabalho representa um ponto de partida para estudos mais aprofundados sobre choques regionais e a existência de estabilizadores automáticos no Brasil. Uma alternativa interessante seria, em vez de estados, utilizar os municípios como unidades de análise.

ABSTRACT

The purpose of this article is to verify if taxes and transfers serve as a regional insurance scheme in Brazil. These automatic stabilizers would redistribute resources from regions experiencing increases in income to regions experiencing income falls. They would provide, therefore, a form of insurance against income fluctuations, which might be important if individual's access to financial markets is more limited, or costly, than the government's. For the period 1994-1999 we conclude, using data from the 26 States plus the Distrito Federal, that taxes and transfers mitigate the effects of regional income shocks. A 1% increase in a State's per capita income implies a 1.6% increase in federal taxes, on average. On the other hand, a 1% increase in a State's per capita income triggers a 0.86% decrease in transfers, on average.

BIBLIOGRAFIA

- AFONSO, J. R. Aspectos conceituais das relações financeiras intergovernamentais. *Estudos Econômicos*, v. 22, p. 5-34, 1992.
- AFONSO, J. R., RAMUNDO, J. C., ARAÚJO, E. R. *Breves notas sobre o federalismo fiscal no Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES, 1998.
- ALTONJI, J. G., HAYASHI, F., KOTTIKOFF, L. J. Is the extended family altruistically linked? Direct test using micro data. *American Economic Review*, v. 82, p. 1.177-1.198, Dec. 1992.
- ATKESON, A., BAYOUMI, T. Do private capital markets insure regional risk? Evidence from Europe and the United States. *Open Economies Review*, v. 4, n. 3, p. 303-324, 1993.
- BAYOUMI, T., KLEIN, M. *A provincial view of capital mobility*. NBER, May 1995 (Working Paper, 5.115).
- BUCOVETSKY, S. Federalism, equalization and risk aversion. *Journal of Public Economics*, v. 67, p. 301-328, 1998.
- COCHRANE, J. H. A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, v. 99, p. 957-976, Oct. 1991.
- COSSÍO, F. A. B. *Disparidades econômicas inter-regionais, capacidade de obtenção de recursos tributários, esforço fiscal e gasto público no federalismo brasileiro*. Rio de Janeiro: PUC, 21º Prêmio BNDES, 1998 (Dissertação de Mestrado).
- CRUCINI, M. *International risk sharing: a simple comparative test*. Ohio State University, 1992, mimeo.

- DEATON, A. The intertemporal allocation of consumption: theory and evidence. A comment. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 42, p. 91-94, 1995.
- DIXIT, A., LONDREGAN, J. Fiscal federalism and redistributive politics. *Journal of Public Economics*, v. 68, p. 153-180, 1998.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3rd ed. Prentice Hall, 1997.
- MACE, B. Full insurance in the presence of aggregate uncertainty. *Journal of Political Economy*, v. 99, p. 928-956, Oct. 1991.
- OBSTFELD, M. International capital mobility in the 1990's. In: KENEN, P. B. (ed.). *Understanding interdependence: the macroeconomics of the open economy*. Princeton University Press, 1995.
- OBSTFELD, M., ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 1996.
- PERSSON, T., TABELLINI, G. Federal fiscal constitutions: risk sharing and moral hazard. *Econometrica*, v. 64, n. 3, p. 623-646, May 1996.
- SALA-I-MARTIN, X., SACHS, J. Fiscal federalism and optimum currency areas: evidence for Europe from the United States. In: CANZONERI, M. B., GRILLI, V. U., MASSON, P. R. (eds.). *Establishing a central bank. Issues in Europe and lessons from the U.S.* Cambridge University Press, 1992.
- SHAH, A. *Brazil: the new fiscal federalism*. World Bank, 1992.
- TESAR, L. International risksharing and nontraded goods. *Journal of International Economics*, v. 35, p. 69-89, 1993.
- _____. Evaluating the gains from international risksharing. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 42, p. 95-143, 1995.

(Originais recebidos em fevereiro de 2003. Revistos em outubro de 2003.)

