

Federalismo fiscal enquanto esquema de seguro regional : uma avaliação do caso brasileiro

Fernando Postali, Doutorando em Economia IPE/USP

Fabiana Rocha, Departamento de Economia, USP

Resumo :

O objetivo deste artigo é verificar se os impostos e transferências servem como um esquema de seguro regional no Brasil. Estes estabilizadores automáticos redistribuiriam recursos de regiões em que estivessem ocorrendo aumentos de renda para regiões onde a renda estivesse caindo. Eles forneceriam, 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. Para o período 1994-1999 conclui-se, utilizando-se dados para os 26 Estados brasileiros mais o Distrito Federal, que os impostos e as transferências atenuam os efeitos dos choques regionais de renda. Um aumento de 1% no PIB estadual irá aumentar a arrecadação de impostos federais em cerca de 1,6% em média. Por outro lado, um aumento de 1% no PIB estadual reduz as transferências em cerca de 0,86% na média. No entanto, deve-se observar que o amortecimento dos choques é maior nos Estados mais ricos, com destaque para o Distrito Federal.

Palavras-chave : federalismo fiscal, estabilizador automático, painel.

Classificação JEL : E62

Área Anpec : Área 2 : Macroeconomia, Desenvolvimento e Economia do Setor Público.

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 individuals' 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. However, it is important to observe that the system absorbs most effectively the shocks on the richest States, especially the Distrito Federal.

Key Words : fiscal federalism, automatic stabilizer, panel.

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 possíveis com os quais ele 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 do consumo mundial é maior do que a correlação entre a taxa de crescimento do produto doméstico e do produto mundial. A evidência, contudo, aponta na direção contrária (Obstfeld & Rogoff, 1996). Na verdade, os mercados parecem ser mais completos (integrados) dentro de um país do que entre países. Atkerson e Bayoumi (1992) e Crucini (1993) 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 (1995) chegam a conclusões análogas para o Canadá, indicando que a mobilidade de capital no interior deste país é bem maior do que entre o Canadá e o resto do mundo.

Existem basicamente duas razões para a existência de correlações do consumo mais altas dentro de um determinado país do que entre diferentes países. A primeira é a de que é mais fácil fazer cumprir contratos dentro de um país do que fazer cumprir contratos internacionais. A segunda é o federalismo fiscal. 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 é baseado num esquema de arrecadação de impostos para a União a qual, 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 é eficiente 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 dividido da seguinte forma. A seção 2, apresenta um modelo simples que mostra como o consumo local se torna imune à renda local na presença de seguro. A seção 3 discute o teste para a verificação da eficiência do federalismo fiscal na criação do mencionado seguro. A seção 4 descreve os dados utilizados e a seção 5 mostra e discute os resultados obtidos. A seção 6 apresenta as conclusões bem como algumas limitações do estudo.

2. Divisão de risco entre Estados

A principal implicação da presença de divisão de riscos no mercado é que o consumo individual responde apenas aos choques agregados e não aos choques idiossincráticos, ou seja, 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 outros termos, seu consumo seria dependente apenas de sua renda permanente e não das suas variações transitórias¹.

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

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 & Kottikoff (1992) rejeitam fortemente o modelo altruístico de sucessão de gerações, indicando 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. Conforme assinalam estes autores, as dificuldades de aceitação, na prática, do seguro completo, tanto

explicativo sobre o consumo estadual. Este só sofre impacto dos choques agregados. Para ilustrar a questão, utilizamos o modelo simplificado a seguir, baseado em Mace (1991)². Seja C_{jt} o consumo do Estado j no instante t . θ_{jt} representa 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. 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 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 :

entre regiões como entre gerações, colocam em cheque os modelos de consumidor representativo de horizonte infinito.

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

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

Somando a equação (5) para cada um dos J estados e utilizando as expressões acima 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 expressão (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 generalizarmos (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 este efeito individual:

$$\Delta C_{jt}^j = \Delta \bar{C}_t + \Delta \theta_{jt}^j - \Delta \bar{\theta}_t \quad (7)$$

De acordo com (7), 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.

Isto 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.³ 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

³ Ver também Tesar (1995).

da economia brasileira como um todo⁴. As magnitudes são bastante elevadas, indicando um alto grau de divisão de risco dentro do país.

Tabela 1: Correlações entre as taxas de crescimento do produto estadual per capita e do PIB per capita nacional, 1994 a 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

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 anual do produto per capita do Brasil.

Além de altas, estas correlação são certamente maiores que as correlações 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 com alguns países do G-7⁵.

⁴ Fonte : IBGE.

⁵ Fontes: IBGE e Ipeadata.

Tabela 2 : Correlações entre as taxas de crescimento dos PIB's de cada país com o Brasil, de 1994 a 1999.

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

O fato das correlações inter-estaduais serem mais altas que as correlações do Brasil com o resto do mundo sugerem que as conclusões de Atkerson e Bayoumi (1992) e Crucini (1993) 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.

Baseado nesta evidência, nos interessa investigar se é a existência de um sistema federativo que proporciona aos Estados brasileiros um seguro contra choques regionais.

3. 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 pelos choques. Em outras palavras, procuramos verificar se a política de taxaço e transferências no Brasil é capaz de minimizar os desequilíbrios regionais. Para isso, baseados em Sala-I-Martín & Sachs (1992), propomos testar, separadamente, as seguintes equações para o Brasil⁶:

⁶ Na verdade, Sala-I-Martin 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, baseados 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 norte-americana, apesar da resposta da arrecadação ser muito maior que a das transferências, refletindo a progressividade de seu sistema fiscal.

$$A_{jt} = \alpha + \beta \text{PIB}_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

$$T_{jt} = \gamma + \theta \text{PIB}_{jt} + \nu_{jt} \quad (9)$$

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 capita. ε_{jt} e ν_{jt} são termos aleatórios não correlacionados entre si. Diferentemente de Sala-I-Martín e Sachs (1992), que estimam uma equação para cada região, utilizamos metodologia de dados de painel, em que $j = 1$ a 27 , $t = 1994$ a 1999 . Isto porque, se não fosse desta 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 significa não apenas que o sistema fiscal 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 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 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-Martín 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 impostos⁷. O mesmo raciocínio vale para as transferências. Se uma redução no nível de atividade levar a um aumento do nível de transferências automáticas, a renda disponível irá aumentar e, portanto, o gasto naquele Estado se eleva, levando a um crescimento em seu produto.

Em termos econométricos, o mencionado viés nos estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) se traduz na violação da hipótese de $E[\varepsilon_{jt} | \text{PIB}_{jt}] = E[\nu_{jt} | \text{PIB}_{jt}] = 0$, acarretando um problema de endogeneidade. Tentaremos contornar este 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 estes problemas, incluiremos estimativas pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM)⁸.

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 seu valores agregados nacionais.⁹ Assim, passamos a utilizar a razão entre os impostos per capita do Estado j em relação ao total de impostos per capita nacional (arrecadação relativa) e a razão entre as transferências per capita para o Estado j em relação ao total de transferências per capita nacional (transferência relativa). A idéia é estimar mudanças na arrecadação e nas transferências para determinado Estado, dado que impostos e transferências nacionais per capita permaneçam constantes. Desta forma, o modelo final se torna:

$$\text{Log(Arrecadação relativa)}_{jt} = \alpha + \beta \log(\text{PIB relativo})_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (8')$$

$$\text{Log(Transferência relativa)}_{jt} = \gamma + \theta \log(\text{PIB relativo})_{jt} + \nu_{jt} \quad (9')$$

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.

⁷ Se as pessoas imaginam que elas podem transferir impostos para pessoas que moram em Estados sobre os quais eles não se preocupam, então mudanças nos impostos têm efeito sobre a renda.

⁸ O estimador de GMM em modelos lineares é baseado 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 matriz de instrumentos, Y a variável dependente e Σ uma matriz baseada em uma estimação consistente dos parâmetros (no nosso caso, a matriz consistente de White). Para maiores detalhes, ver Greene (1997), cap. 11.

⁹ Ver Sala-I-Martin e Sachs (1992).

4. Dados:

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

Os dados dos PIB's estaduais per capita são do IBGE. Como estamos utilizando o logaritmo do PIB relativo da forma definida acima e pelos motivos mencionados, esta variável pode assumir valores positivos ou negativos (conforme a variável em nível é maior ou menor que 1). Portanto, valores positivos indicam 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 acima 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 SIAFI da Secretaria do Tesouro Nacional. 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 não incluímos as transferências voluntárias, pois estamos interessados em avaliar o sistema fiscal em si e não a política de distribuição de recursos do Governo.

A tabela 3 resume os principais dados de cada variável dependente.

Tabela 3: 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. (+INSS)

5. Resultados:

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

As tabelas 4 e 5 abaixo resumem os parâmetros estimados, de acordo com a variável dependente e o estimador utilizado. No que diz respeito à equação da arrecadação, a inclusão ou não do INSS não altera significativamente os resultados estimados. Dessa forma, reproduzimos abaixo somente os parâmetros estimados incluindo a arrecadação do INSS, de acordo com o estimador utilizado.

Tabela 4: Regressão da arrecadação contra PIB estadual.

Arrecadação	$\hat{\alpha}$ (DP.)	$\hat{\beta}$ (DP)	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

Os resultados obtidos evidenciam certo grau de progressividade dos impostos federais. Os sinais obtidos foram os esperados. 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%.

No que se refere às transferências, os resultados não são robustos à inclusão/exclusão dos benefícios do INSS. Isso ocorre porque o pagamento de pensões é razoavelmente imune aos ciclos econômicos. Dessa forma, dividimos as estimações, excluindo e incluindo as transferências da Previdência Social.

Tabela 5a: Regressão das transferências (excluindo INSS) contra PIB estadual

<i>Transferências</i>	$\hat{\gamma}$	$\hat{\theta}$	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

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

Tabela 5b: Regressão de transferências (incluindo INSS) contra PIB estadual:

<i>Transferências</i>	$\hat{\gamma}$	$\hat{\theta}$	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

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-Martín 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)¹⁰.

Finalmente, a partir das estimativas obtidas é possível estimar 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:

$$Y_d = Y + T - A$$

Onde Y_d 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:

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

Com um pouco de manipulação algébrica, obtemos:

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

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

$$\beta = \frac{\Delta A/A}{\Delta Y/Y} \quad \text{e} \quad \theta = \frac{\Delta T/T}{\Delta Y/Y}$$

Substituindo as expressões acima em (10), obtemos:

$$\Delta Y_d = \varphi \Delta Y$$

onde $\varphi = 1 + \theta(T/Y) - \beta(A/Y)$. Deste modo, φ pode ser interpretado como um coeficiente de estabilização da renda disponível, na medida em que reflete a porcentagem da variação do choque do PIB que será de fato refletida no orçamento de cada indivíduo, em média.

A tabela 6 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. Nota-se que, para todos os casos, o coeficiente é menor que 1,

¹⁰ 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), pp.209-214.

de modo que cada choque observado no produto resulta em uma variação menos que proporcional na renda disponível.

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.

Tabela 6: ϕ 's estimados para cada Estado, com dados médios de 1994-1999.

<i>Estado</i>	$\hat{\phi}$
MATO GROSSO DO SUL	0,899
PARÁ	0,884
RONDONIA	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
PIAUI	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

6. Conclusões:

A constatação de elevadas correlações entre as 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 isto seria a existência de um sistema fiscal no Brasil. Desta forma, nosso objetivo fundamental neste artigo foi investigar se o federalismo fiscal brasileiro constitui um seguro contra choques regionais. Em outros termos, 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 indicam que tanto os impostos federais quanto as transferências respondem, de alguma forma, aos choques regionais. 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. 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 que os Estados mais ricos. Entretanto, os choques negativos tendem a lhes ser mais desfavoráveis.

Vale observar que não incluímos 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. Entretanto, a consideração das mesmas pode alterar os resultados. 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 acima, 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, ao invés de Estados, utilizar os Municípios como unidades de análise. Este é o nosso próximo objetivo.

7. Referências Bibliográficas:

- Altonji, J.G., F. Hayashi e L.J. Kottikoff (1992). "Is the extended family altruistically linked? Direct test using micro data". *American Economic Review* 82, December/92, pp. 1177-98.
- Atkeson, A. e T. Bayoumi (1993). "Do private capital markets insure regional risk? Evidence from Europe and the United States". *Open Economies Review* 4 (3): 303-324.
- Bayoumi, T. e M. Klein (1995). "A provincial view of capital mobility". *Working paper 5115, NBER*, May/95.
- Cochrane, J.H. (1991). "A simple test of consumption insurance". *Journal of Political Economy* 99, October, 957-76.
- Crucini, M.,(1992). "International risk sharing: A simple comparative test" Mimeo, Ohio State University.
- Deaton, A. (1995). "The intertemporal allocation of consumption: theory and evidence. A comment". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, 1995, pp. 91-94.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric Analysis*. 3ª ed. Prentice Hall.
- Mace, B. (1991). "Full insurance in the presence of aggregate uncertainty". *Journal of Political Economy* 99, October, 928-56.
- Obstfeld, M. (1995). "International capital mobility in the 1990's". In P.B. Kenen, ed., *Understanding interdependence: The macroeconomics of the open economy*". Princeton University Press.
- Obstfeld, M. e K. Rogoff (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge. MIT Press.
- Sala-I-Martin, X. e J. Sachs (1992) "Fiscal federalism and optimum currency areas: evidence for Europe from the United States". In M. B. Canzoneri, V. U. Grilli and P.R. Masson, eds. *Establishing a central bank. Issues in Europe and lessons from the U.S.* Cambridge University Press.
- Tesar, L. (1993). "International risk-sharing and non-traded goods". *Journal of International Economics* 35, 1993, 69-89.
- Tesar, L. (1995). "Evaluating the gains from international risksharing". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, 1995, 95-143.