

CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

71

Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

**DESCENTRALIZAÇÃO E DESIGUALDADE
NA DISTRIBUIÇÃO DOS FUNDOS
CONSTITUCIONAIS BRASILEIROS.
UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO DE SÉRIES
ENTRE 1997 E 2011**

Paulo Reis Mourão

Reis Mourão, P. (2017). Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344.

O objetivo deste trabalho passa por discutir o modo como a distribuição de transferências pelos Estados brasileiros afecta a evolução do montante global transferido a título constitucional pelo Governo Federal. Após uma revisão da literatura, foi estudado um modelo baseado numa função de Bergson-Samuelson. Foram usados os dados oficiais (cuja fonte é o “Tesouro Nacional”) desde janeiro de 1997 até março de 2011 para estudar as transferências descentralizadas. Regredimos também os montantes transferidos noutras séries para controlar o efeito da

P. Reis Mourão

Escola de Economia e Gestão. Universidade do Minho, Braga, Portugal. O autor agradece a atenção e as sugestões deixadas por um revisor anónimo da revista “Cuadernos de Economía” sobre uma versão anterior deste trabalho. Limitações remanescentes são da inteira responsabilidade do autor.

Sugerencia de citación: Reis Mourão, P. (2017). Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.52854](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.52854).

Este artículo fue recibido el 2 de septiembre de 2015, ajustado el 14 de diciembre de 2015 y su publicación aprobada el 22 de diciembre de 2015.

série relativa ao padrão de desigualdade da distribuição. Em termos metodológicos, aplicaram-se técnicas de cointegração com teste da direção de causalidade. Concluímos que existe uma validação estatística que mostra que quando a distribuição se torna mais desigual, o conjunto de transferências constitucionais brasileiras tende a aumentar.

Palavras-chave: Critérios de distribuição, transferências federais, descentralização.

JEL: H11, C22, H23.

Reis Mourão, P. (2017). La descentralización y la desigualdad en la distribución de los fondos constitucionales brasileños. Un análisis de cointegración entre 1997 y 2011. Cuadernos de Economía, 36(71), 321-344.

Este artículo analiza cómo la distribución de las transferencias por los estados brasileños afecta a la evolución de la cantidad total transferida por el Gobierno Federal. Después de una revisión de la literatura, se ha estudiado un modelo basado en una función de Bergson-Samuelson. Se utilizaron datos oficiales (cuya fuente es el “National Treasure”) desde enero de 1997 a marzo de 2011 para estudiar las transferencias descentralizadas. En cuanto a la metodología, se aplicaron técnicas de cointegración para probar la dirección causal. Llegamos a la conclusión de que existe una validación estadística que muestra que cuando la distribución se vuelve más desigual, el conjunto de la transferencia constitucional brasileña tiende a aumentar.

Palabras clave: criterios de distribución, transferencias del Gobierno, descentralización.

JEL: H11, C22, H23.

Reis Mourão, P. (2017). Decentralization and inequality in the distribution of Brazilian federal funds. A cointegration analysis between 1997 and 2011. Cuadernos de Economía, 36(71), 321-344.

This article discusses how the distribution of decentralized grants for Brazilian States affects the evolution of the total amounts given by the Brazilian government to Brazilian States. After a literature review, we discuss a model based on the Bergson-Samuelson function. We used official data (from the “Tesouro Nacional”) from January 1997 to March 2011 in order to study the decentralized grants. We also regress on other Brazilian time series in order to control for the effect of inequality series. By applying cointegration techniques and testing the causality direction, we conclude that there is statistical validation that as the distribution becomes more unequal, the total amounts of transferred grants increase.

Keywords: Distribution criteria, government transfers, decentralization.

JEL: H11, C22, H23.

Reis Mourão, P. (2017). La décentralisation et l'inégalité dans la distribution des fonds constitutionnels brésiliens. Une analyse de cointégration entre 1997 et 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344.

Cet article analyse la manière dont la distribution des transferts de fonds par les États brésiliens affecte l'évolution de la quantité totale transférée par le gouvernement fédéral. Après un examen des publications nous avons étudié un modèle basé sur une fonction de Bergson-Samuelson. Nous avons utilisé des données officielles (sources du "National Treasure") de janvier 1997 à mars 2011 pour étudier les transferts décentralisés. Pour la méthodologie, nous avons utilisé les techniques de cointégration pour montrer la direction causale. Nous sommes arrivés à la conclusion qu'il existe une validation statistique montrant que lorsque la distribution devient plus inégale, l'ensemble du transfert constitutionnel brésilien tend à augmenter.

Mots-clés : Critères de distribution, transferts du gouvernement, décentralisation.
JEL : H11, C22, H23.

INTRODUÇÃO

Como Mourão (2012) refere, quando dividimos um bolo entre os amigos, procuramos fazê-lo de um modo igualitário. No entanto, nem todas as fatias são iguais entre si e, obviamente, nem todos os amigos retiram a mesma satisfação da degustação. Quando um governo central ou federal redistribui rendas ou transferências, raramente segue princípios igualitários. A maioria dos governos federais prefere atribuir quantidades diferentes a destinatários diferentes (indivíduos, empresas ou Estados/Regiões). Este trabalho pretende rever a literatura que investiga os esforços de descentralização e de redistribuição, dando um foco principal às transferências constitucionalmente realizadas pelo Governo do Brasil em favor dos 27 Estados que compõem a União Federal, desde janeiro de 1997.

Existe uma extensa investigação que relaciona distribuição do rendimento com crescimento económico (Alesina & Rodrik, 1994; Bertola, 2000; Kuznets, 1955; Persson & Tabellini, 1994; Williamson, 1965). Nesta linha de investigação, encontramos uma temática mais recente que relaciona transferências descentralizadas e desenvolvimento económico (Lessman, 2009; Martinez-Vasquez & McNab, 2003; Qiao, Martinez-Vasquez & Xu, 2008).

Vários estudos têm sido desenvolvidos colocando o foco sobre a descentralização brasileira, principalmente observando as principais alterações produzidas desde a reforma constitucional de 1988 (Falleti, 2006; Leite & Fonseca, 2011; Montero, 2001; Mora & Varsano, 2001; Oliveira & Silva, 2000). No entanto, a literatura lusófona ainda é muito escassa quando se pretende encontrar trabalhos que discutam como a arquitectura da descentralização promove a evolução das próprias transferências descentralizadas, exceptuando-se os trabalhos de Mourão (2006) ou Dentinho (2008). O primeiro, Mourão (2006), mostrou como os critérios utilitaristas presentes na Lei das Finanças Locais Portuguesas conduzem a uma maior desigualdade na repartição das transferências, levando, como consequência final, a uma redução do montante global a ser partilhado. O segundo, Dentinho (2008), discutiu como critérios diferentes dos vigentes na Lei das Finanças Locais Portuguesas poderiam produzir uma distribuição mais eficiente. Oliveira (2008) e Souza (2002) tentaram, nesta linha de investigação, observar como as desigualdades intra-regionais do Brasil se encontram reflectidas nas transferências constitucionais que o governo de Brasília executa.

As transferências constitucionais que, em virtude de descentralização financeira, o governo de Brasília executa estão disponíveis, desde janeiro de 1997 até ao período mais recente, na página electrónica do “Tesouro Nacional”. Estas transferências constitucionais (de acordo com Mora & Varsano, 2001, representavam, em 2001, 6% do PIB brasileiro) são, principalmente, as seguintes: Fundo de Participação dos Estados - FPE, Fundo de Participação dos Municípios - FPM (art. 159 da Constituição Federal), Imposto Territorial Rural - ITR, Contribuição de Domínio Económico - CIDE, Imposto Sobre Operações Financeiras/Ouro - IOF-Ouro, o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valo-

rização do Magistério —FUNDEF e o Fundo de Compensação pela Exportação de Produtos Industrializados— FPEX. De um modo genérico, estas transferências constitucionais diferenciam-se de transferências voluntárias (discricionárias) que o Governo Central executa, sobretudo em matéria de Saúde (Mora & Varsano, 2001). Apesar de autores como Leite e Fonseca (2011) reconhecerem que, após 1988, se tem assistido a um crescimento do esforço de descentralização financeira em prol dos municípios brasileiros, este trabalho cingir-se-á à descentralização em favor dos 27 Estados da União.

De acordo com Mora e Varsano (2001), a fatia mais importante destas transferências em favor dos 27 Estados, o FPE, é um fundo dependente da colecta fiscal realizada em sede de dois impostos principais (o Imposto sobre a Renda, IR, e o Imposto sobre Produtos Industrializados, IPI¹). Seguindo Leite e Fonseca (2011), a recepção por parte dos Estados do IR e do IPI arrecadados aumentou de 18% para 44% entre 1980 e 1990, estando actualmente nos 57%. Oliveira e Silva (2000) ou Santos Filho (1993) revelam que a evolução crescente de outra fatia relevante (o FUNDEF), dependente da frequência escolar (número de matrículas)², demonstra o esforço de descentralização, não só financeira e administrativa, mas também social, que o Brasil tem encetado nas últimas duas décadas.

De um modo lato, as transferências constitucionais³ estão adstritas a um conjunto limitado de variáveis fiscais e sócio-económicas que auxiliam na repartição das verbas pelos Estados e pelos municípios, como a Constituição Federal e respectivas emendas explicitam no complemento de legislação específica⁴. No entanto, autores como Friedrich, Gwiazda e Nam (2003) demonstraram que, apesar da relativa inelasticidade que o enquadramento jurídico (regras redistributivas) empresta aos esforços de descentralização, estes mesmos esforços evidenciam alguma dependência do estado corrente das contas públicas federais.

Adicionalmente, Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994) mostraram que a repartição de recursos por indivíduos racionais afecta significativamente a evolução futura dos recursos a serem partilhados. Assim, o montante atribuído a instrumentos políticos (à semelhança de transferências descentralizadas) depende do modo como a repartição das transferências anteriores se realizou pelos

¹ Para uma discussão histórica das origens destes impostos, sugere-se a leitura de Varsano (2003).

² Sena (2008) debruça-se sobre o levantamento histórico da legislação que enquadra o FUNDEB/FUNDEF.

³ As transferências voluntárias que se realizam sob o tema da descentralização têm promovido uma corrente de investigação alternativa que se prende com o desenvolvimento diferenciado de certas áreas em atraso (Veiga & Pinho, 2007) ou com o efeito de nepotismo/‘compadrio’ (*‘pork-barrel effects’*) discutido por Veiga e Veiga (2010).

⁴ Para uma sugestão do principal articulado das transferências aqui analisadas, propõe-se: FPE: art. 159, da Constituição Federal (também relativo ao IPI) e emenda constitucional 55/2007; FUNDEF: Lei nº 9.424, de 24/12/96 e emenda constitucional nº 14/96; CIDE: Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001; IOF: Lei nº 11.076/2004; LC 87/96: Lei complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996.

indivíduos destinatários (Romer, 1975; Roberts, 1977; Meltzer & Richard, 1981; Wilson, 1989)⁵. Nas palavras de Frank (2010), o modo como o bolo é partido influencia o tamanho do próximo bolo a vir para a mesa; conseqüentemente, temos de prestar atenção à forma como distribuimos as fatias pelos convivas. Como conseqüência empírica, não podemos discutir a desigual distribuição do presente sem atender à desigual distribuição do passado.

Na secção 2 deste artigo, será discutido o suporte teórico para esta perspectiva recorrendo a uma função de utilidade de Bergson-Samuelson. Na secção 3, vamos usar métodos próprios de séries temporais para avaliar a possibilidade de existência de uma relação de longo prazo entre o padrão de desigualdade nas transferências constitucionais brasileiras e a evolução das mesmas transferências. A secção 4 discutirá as implicações deste trabalho e concluirá.

UM MODELO TEÓRICO

Como recordado por Mourão (2012), desigualdade económica, crescimento económico e bem-estar social têm sido temas de debate intenso na literatura (Alesina & Rodrik, 1994; Bertola, 2000; Kuznets, 1955; Persson & Tabellini, 1994; Williamson, 1965). Desde os primeiros estudos nos quais os investigadores têm tentado desenvolver modelos e encontrar resultados no modo como o padrão de desigualdade económica afecta o próprio crescimento económico e o bem-estar (ou como este sentido pode ser reverso⁶).

Através de uma breve revisão de literatura, observa-se que esta discussão começou com a colocação do foco dos modelos no comportamento dos indivíduos (Drazen, 2000). Outros estudos pioneiros incluem os modelos de Romer (1975), Roberts (1977) e Meltzer e Richard (1981)⁷. Estes modelos discutem como os sistemas de votação interferem com a definição das taxas de imposto sobre o rendimento e com a definição das transferências em favor dos indivíduos beneficiários. Cox e McCubbins (1986) desenvolveram uma análise que pretendia testar determinantes destas transferências redistributivas. Lindbeck e Weibull (1987) e Dixit e Londregan (1996) aperfeiçoaram os primeiros modelos através da extensão da discussão considerando diferentes preferências políticas por parte dos eleitores e

⁵ Para um resumo detalhado, veja-se Su (2001).

⁶ Alguns autores estudaram, particularmente, a direcção contrária (a direcção associada ao modo como o crescimento económico afecta a desigualdade económica). Três estudos pioneiros são os assinados por Lewis (1955), Kuznets (1955) e Williamson (1965). Os dois últimos sugerem uma curva em U invertido para descrever o modo como o crescimento económico leva a uma crescente desigualdade económica nos estádios iniciais de desenvolvimento e a uma diminuição da desigualdade nos estádios posteriores. Outros estudos influentes são os assinados por Atkinson (1997) ou Aghion e Bolton (1997).

⁷ Nos primeiros anos, encontramos ainda as referências dos trabalhos de Lowi (1964) ou de Wilson (1989) para uma discussão detalhada da terminologia envolvente de 'políticas redistributivas' ou de 'transferências redistributivas'.

diferentes preferências acerca da combinação de interesses públicos com interesses particulares.

Outro grupo de modelos considera especificamente políticas redistributivas em espaços descentralizados, políticas assumidas por um governo federal ou por um governo central. Este caso é referente aos designados modelos ‘pork barrel’, ou, em português, modelos de nepotismo. Alguns dos modelos de nepotismo são os desenvolvidos por Safire (1978) ou Weingast, Shepsle e Johnsen (1981).

No entanto, todos estes modelos (quer focados nos indivíduos quer focados nos espaços) tendem a convergir para soluções de otimização que relacionam a evolução do rendimento com a evolução da distribuição do rendimento. Assim, de modo a testar esta relação empiricamente, usamos a função de bem-estar social de Bergson-Samuelson como um argumento sintético (Myles, 2002).

Desde logo, uma função de bem-estar social apresenta duas dimensões primárias. A primeira dimensão (*D1*) relaciona níveis de bem-estar da população ou da comunidade com o conjunto de níveis de bem-estar de cada membro *i* dessa comunidade (i.e., $D1 = f(\sum U^i)$). A segunda dimensão (*D2*) relaciona a desigualdade observável nesses níveis de bem-estar dos membros da comunidade com o nível agregado de bem-estar (i.e., $D2 = g(\delta(x^{-i}, x^i, x^{2i}, \dots))$).

Uma função de bem-estar *W* tradicional segue a equação 1 (Mourão, 2012).

$$W = \bar{U}(x) + g[U(x) - \bar{U}(x)], \quad (\text{Eq. 1})$$

onde

$g(\cdot)$ é uma função homogénea de grau 1, $U(x) = (U^1(x^1), \dots, U^H(x^H))$, e

$$\bar{U}(x) = \sum_{h=1}^H \frac{U^h(x^h)}{H}$$

W significa assim que a função de bem-estar social depende da ponderação dos níveis de utilidade manifestados por *H* indivíduos ou por *H* espaços descentralizados, assim como depende da forma funcional do termo de desigualdade, $g(\cdot)$.

Uma derivação muito comum da equação 1 resulta na seguinte função de bem-estar social de inspiração rawlsiana (Rawls, 1971):

$$W = \bar{U}(x) + \gamma \min[U^h(x) - \bar{U}(x)]$$

Neste caso, de uma função de bem-estar rawlsiana (função Max-min), se $\gamma = 0$, então *W* é utilitarista (maximizada quando o nível médio das utilidades individuais é por sua vez maximizado); se $\gamma = 1$, então *W* é tipicamente rawlsiana (maximizada quando o nível de desigualdade entre os indivíduos é minimizado).

A função de bem-estar de Bergson-Samuelson é uma função recorrente no teste em como o padrão de desigualdade entre os indivíduos afecta o nível de bem-estar agregado. Alguns autores (Mandal, 2009; Sen, 1973) simplificaram a natureza de W e de $\bar{U}(x)$ e identificaram estes elementos com recursos económicos (como valores de despesa efectiva ou de rendimento), assumindo a existência de uma correlação positiva entre bem-estar e rendimento (Mourão, 2012).

Para os Estados brasileiros, vamos também seguir os trabalhos de Sen (1973) ou de Mandal (2009), e usar a função de bem-estar de Bergson-Samuelson como o modelo teórico. Assumimos que os Estados podem ser considerados como unidades individuais cuja maximização de utilidade é importante para o Governo da União. Adicionalmente, para propósitos de simplificação, assumimos que, maximizando a utilidade conjunta dos Estados, o Governo da União maximiza a sua própria utilidade. Pretende-se, assim, testar o modo como o padrão de desigualdade nas transferências federais para os Estados da União (i.e., o nosso $g(\cdot)$ medido por indicadores de desigualdade) influencia W , o total de verbas que o Governo pretende transferir para os Estados.

Sabemos que redistribuições de verbas como as estudadas neste trabalho (as verbas transferidas por parte do Governo do Brasil em favor dos Estados) nunca são igualitárias (Hayek, 1944; Meltzer & Richard, 1981; Weingast *et al.*, 1981). Muitas são as explicações teóricas para este facto, algumas propostas recentemente (Frieden, 2001; Neckerman & Torche, 2007).

Uma dessas razões é a ‘incerteza’. Por exemplo, poderíamos adoptar uma perspectiva *naïf*⁸ (Buchanan, 1967) e assumir que o Governo da União estaria interessado em maximizar o bem-estar final depois da redistribuição (W , na equação 1). No entanto, para este propósito, os decisores públicos encontram-se incertos face às respostas para as seguintes perguntas:

- 1) Onde se devem colocar as transferências discricionárias – nos Estados mais produtivos ou nos Estados menos industrializados?
- 2) Que problemática deve ser atendida em primeiro lugar – combater as ameaças ao crescimento económico ou reduzir a desigualdade entre os Estados?
- 3) Que tipo de critérios redistributivos devem ser adoptados de modo a maximizar o bem-estar social – critérios utilitaristas, rawlsianos ou de Nozick (Mourão, 2006)?

Devido a este género de incertezas e devido a falhas de informação relativamente aos comportamentos dos Estados-beneficiários, os decisores públicos optam por transferências diferenciadas (transferindo verbas de diferente dimensão para diferentes Estados).

⁸ Uma ‘perspectiva *naïf*’ considera que os políticos não seguem comportamentos oportunistas. O oportunismo político, observado por exemplo nos modelos de ‘pork barrel’, pode influenciar a distribuição das transferências, como observado por Veiga e Veiga (2010).

No entanto, a legislação enquadradora coloca alguma rigidez neste processo de redistribuição de verbas pelos Estados da União brasileira. A versão mais recente desta legislação (ver nota de rodapé 4) usa um conjunto explícito de variáveis sócio-económicas para justificar a distribuição de transferências pelos Estados. Devido a esta distribuição desigual das variáveis explicativas observadas pelos Estados (por exemplo, capacidade de colecta fiscal e número de matrículas), a distribuição resultante das transferências entre os Estados brasileiros é também uma distribuição desigual.

Assim, a nossa equação 1 é transformada na seguinte equação 2 de base mais geral.

$$W = u(g(\cdot); \chi; \phi) \quad (\text{Eq. 2})$$

De acordo com a equação 2, o montante final de transferências em favor dos Estados Brasileiros respeitantes às transferências constitucionais (W) é uma função de:

- 1) Utilidade agregada, $u(\cdot)$, seguindo Sen (1973) e Mandal (2009),
- 2) Da medida de desigualdade [$g(\cdot)$], seguindo a Rawls (1971),
- 3) Do conjunto de variáveis descritas constitucionalmente (χ), seguindo a Mora e Varsano (2001) ou Oliveira e Silva (2000), e
- 4) Do conjunto de variáveis socioeconómicas (ϕ) que também exercem influência sobre W (nomeadamente, variáveis associadas à situação do défice público ou do crescimento económico verificado, de acordo com Leite & Fonseca, 2011).

Na secção seguinte, vamos avaliar empiricamente a equação 2.

PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS E RESULTADOS

A equação 2 será avaliada usando técnicas próprias de estudo de cointegração de séries. As razões que subjazem a esta escolha são variadas.

Em primeiro lugar, estamos a tratar de séries temporais. Quando se analisam séries temporais de modo a testar os determinantes de um dado fenómeno social, devemos observar um conjunto de etapas metodológicas de modo a evitar a inserção de variáveis redundantes e de modo a eliminar as relações espúrias entre as variáveis. A análise de cointegração é uma técnica estabelecida no teste de determinantes (constituídos por séries temporais) de uma dada variável dependente (ela própria, uma série temporal) – segundo estudos de Krolzig e Hendry (2000), de Hamilton (1994) ou então de Maddala e Kim (1998). Esta avaliação pode ser feita quer para o curto quer para o longo prazo, identificando assim determinantes de curto prazo ou determinantes de longo prazo.

Etapas preliminares e base de dados

Como primeira etapa, seguimos Krolzig e Hendry (2000) e analisamos os coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários Estáticos (SOLS, do inglês, *Static Ordinary Least Squares*) para as variáveis explicativas sugeridas pela revisão da literatura (Secções 1 e 2). Estas variáveis foram sugeridas pela legislação que enquadra as transferências constitucionais que o Governo da União realiza em favor dos Estados, assim como pela literatura que, de um modo geral, discute os determinantes de transferências descentralizadas (Friedrich *et al.*, 2003).

Recordamos aqui que, de acordo com a legislação vigente, a afectação dos fundos principais pelos Estados brasileiros está dependente da captação conseguida em dois impostos principais (IR e IPI) assim como a afectação dos fundos de apoio ao ensino se encontra baseada na distribuição do número de matrículas realizadas em estabelecimentos reconhecidos. Assim, desde logo devemos considerar como variáveis explicativas as seguintes:

- 1) Montante colectado na União em virtude do IR,
- 2) Montante colectado na União em virtude do IPI, e,
- 3) Número de matrículas de alunos registados em estabelecimentos de ensino reconhecidos.

Apesar do enquadramento legal que acontece em todos os processos de descentralização financeira no universo das democracias, outros autores como Friedrich *et al.* (2003) sugerem ainda que o momento do ciclo eleitoral, o momento do ciclo económico nacional ou o défice público do Estado condicionam a afectação realizada. Assim, as seguintes variáveis foram também consideradas previamente:

- 1) PIB brasileiro per capita, medido em termos reais,
- 2) O défice público da União,
- 3) Os anos eleitorais (quer anos de eleições federais, quer anos de eleições locais).

Um aumento do PIB *per capita* possibilita uma margem superior para que a entidade distribuidora aumente o esforço de descentralização das verbas. Assim, será de prever uma relação positiva entre o PIB *per capita* e os montantes distribuídos. Por outra via, o défice público da União poderá ser compreendido como uma restrição da capacidade de distribuição futura, induzindo uma relação negativa entre o défice e os montantes transferidos (ou então uma relação positiva entre o saldo das contas públicas, receitas menos despesas, e os montantes transferidos). Finalmente, anos eleitorais podem ser momentos usados pelos decisores para sinalizarem competências junto do eleitorado com outro vigor, nomeadamente reforçando as transferências descentralizadas (Veiga & Veiga, 2007). Assim, em redor de anos eleitorais, podemos esperar níveis mais significativos de transferências para os Estados.

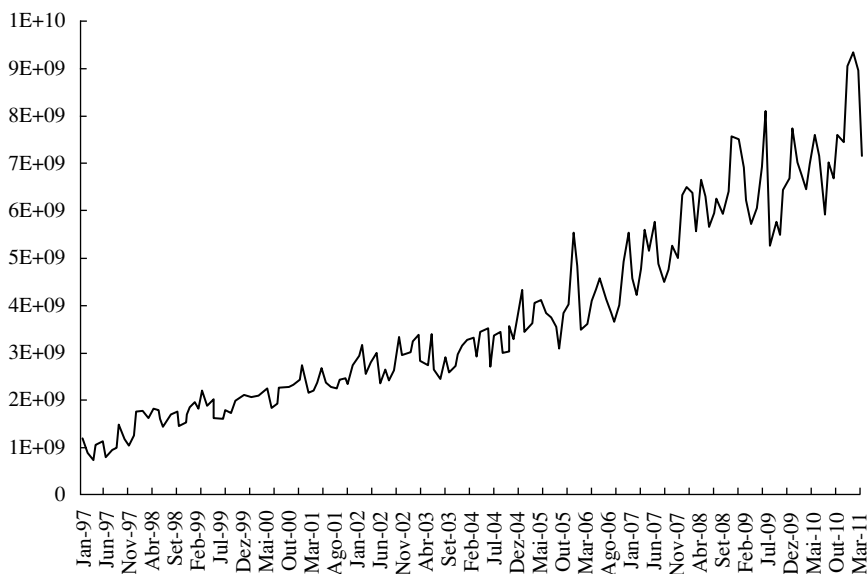
De modo a manter a atenção nas duas dimensões primordiais do nosso estudo (a evolução das transferências totais atribuídas constitucionalmente aos Estados brasileiros e respectiva desigualdade na distribuição), tivemos a necessidade de construir duas novas variáveis:

- 1) O total de transferências passadas aos Estados, construídas a preços constantes, e
- 2) O nível de desigualdade associado à distribuição das transferências pelos Estados.

Para analisar o total das transferências descentralizadas, somaram-se os valores (em reais) de transferências realizadas pelo Governo da União em favor de cada um dos Estados Brasileiros, como previsto pela legislação constitucional. A figura 1 esboça esta evolução no período estudado (janeiro/1997 a março/2011)⁹.

Figura 1.

Transferências constitucionais realizadas em favor dos 27 Estados (un: R\$)

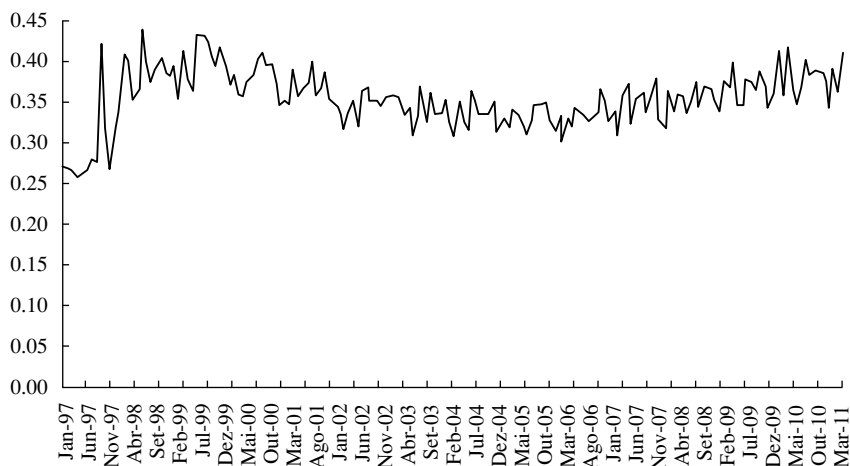


Fonte: Cálculos do autor sobre dados originais do *Tesouro Nacional*.

⁹ Não houve alterações estatisticamente significativas no uso das transferências per capita face ao conjunto de evidência alcançado no uso das transferências totais. Dado que o Governo Federal decreta a transferência total por estado (e não per capita), usou-se a transferência total como variável dependente. Adicionalmente, regista-se que a evolução das transferências per capita tem uma evolução encompassada pela evolução das transferências totais, pelo que por mais esta motivação adicional preferimos usar o valor das transferências totais. Detalhes adicionais serão apresentados, se requeridos.

Para se estudar o padrão da desigualdade subjacente a estas transferências, recorreremos a várias medidas, a primeira das quais é o difundido índice de Gini calculado tendo por base a distribuição de fundos constitucionais pelos 27 Estados da União. Esta estratégia foi inspirada em Mourão (2012). A evolução deste índice no período analisado está esboçada na figura 2.

Figura 2.
Índice de Gini das transferências constitucionais



Fonte: Cálculos do autor sobre dados originais do *Tesouro Nacional*.

A fonte principal para a construção da base de dados é a base do “Tesouro Nacional” do “Ministério da Fazenda do Brasil”. Recorrendo aos boletins FPE/FPM¹⁰ (boletins dos Fundos de Participação dos Estados, Distrito Federal e municípios), foi possível colectar, mensalmente, entre janeiro de 1997¹¹ e março de 2011, os valores relativos às variáveis:

- 1) Arrecadação líquida de IPI (Imposto sobre Produtos Industrializados), e
- 2) Arrecadação líquida de IR (Imposto de Renda).

Ainda suportada pela base do “Tesouro Nacional”, mas agora recorrendo aos boletins FUNDEB/FUNDEF¹² (boletins do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Básico e Valorização do Magistério), foi possível colectar, também com a periodicidade mensal e no período já identificado os valores relativos às matrículas.

¹⁰http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fpefpm.asp.

¹¹Estas balizas temporais identificam o período para o qual existem observações em todas as variáveis.

¹²http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fundebfundef.asp.

Os dados relativos ao PIB real *per capita* da União de Estados Brasileiros bem como o respectivo déficit foram captados a partir das “séries temporais” do Banco Central do Brasil, para o mesmo período de análise¹³.

Por sua vez, a identificação dos anos eleitorais (em anos de eleições federais e estaduais ou em anos de eleições municipais) foi possível a partir dos dados apresentados pelo Tribunal Superior Eleitoral.

Para a construção da variável dependente “Total de transferências atribuídas aos Estados”, recorreu-se, mais uma vez, ao “Tesouro Nacional” e, para cada mês compreendido entre janeiro de 1997 e março de 2011, somaram-se todos os valores destinados aos Estados a título de transferências constitucionais (FPE, IOF, IPI-Exp, FUNDEF, FUNDEB, LC 87/96, CIDE e FEX). Estes valores podem também ser consultados através do site http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/transferencias_constitucionais.asp.

Para a construção da variável independente medidora do padrão de desigualdade associado à distribuição anterior, começou-se por estimar (como já referido) o índice de Gini¹⁴ associado, que foi calculado tendo por base a distribuição das transferências constitucionais realizadas em favor dos Estados brasileiros e sendo calculado para cada mês do período em estudo.

As estatísticas descritivas para estas variáveis estão na Tabela A1.

Tabela A1.

Estatísticas descritivas (janeiro/1997-março/2011)

Variável	Observações mensais	Média	Mínimo	Máximo	Desviopadrão
Transferências (log)	171	21.588	20.696	22.174	0.306
Gini (log)	171	-1.027	-1.317	-0.828	0.093
IR (log)	171	7.374	7.089	8.538	0.235
IPI (log)	171	8.558	7.607	9.384	0.456
Matrículas (log)	171	17.273	17.234	17.307	0.026
Produto real per capita (log)	171	4.724	4.605	4.860	0.057
Saldo orçamental (10 ⁶ R\$)	171	-146.9	-4406	278.4	802.1
Eleições federais & estaduais	171	0.250	0	1	0.433
Eleições municipais	171	0.250	0	1	0.433

Fonte: Cálculos do autor.

¹³<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>.

¹⁴O índice de Gini para o mês *t*, considerando os 27 Estados brasileiros ($n = 27$), e considerando como x a variável associada ao total de transferências constitucionais afectas a cada estado, (i) foi

$$\text{calculado da seguinte forma: } Gini_t = \left(\frac{2}{n^2 \bar{x}} \right) \sum_{i=1}^n \left[x_i \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \right].$$

Nesta primeira etapa, realizámos uma estimação SOLS observando o logaritmo das transferências realizadas para os Estados brasileiros (a preços constantes) como variável dependente e considerando as restantes variáveis discutidas como regressores. A equação seguinte revela os resultados SOLS (os erros estimados encontram-se entre parêntesis).

$$\begin{aligned} \text{transferencias}_i = & 8.941 + 0.447 \text{ gini}_i + 0.101 \text{ IR}_i + 0.495 \text{ IPI}_i + 0.046 \text{ matriculas}_i \\ & (7.979) \quad (0.118) \quad (0.044) \quad (0.031) \quad (0.134) \\ & + 1.555 \text{ gdp}_i - 0.040 \text{ eleifedest}_i + 0.018 \text{ eleimun}_i - 0.957 \text{ SaldoOrç} + e_i \\ & (0.194) \quad (0.031) \quad (0.022) \quad (0.816) \end{aligned}$$

Para esta equação, confirma-se que o total de transferências realizadas (a preços constantes) constitucionalmente para os 27 Estados da União reage positivamente ao índice de Gini calculado com base na distribuição das transferências, visto como padrão de desigualdade (logaritmizado), com um p-value inferior a 1%. Reage também às duas fontes de captação fiscal (IR e IPI, também logaritmizadas), ao determinante do logaritmo do número de matrículas e ao logaritmo do produto real per capita (p-value inferior a 1%). Já as variáveis Dummy que sinalizam anos eleitorais de escrutínios federais e estaduais (*eleifedest*) ou de escrutínios municipais (*eleimun*) assim como a variável associada ao déficit federal (*SaldoOrç*) não revelaram significância estatística (p-value superior a 10%).

Assim, na esteira de Krolzig e Hendry (2000), nas estimações futuras da nossa equação 2, deveremos omitir as variáveis que não revelaram coeficientes estatisticamente significativos por SOLS.

Avança-se, portanto, para uma segunda etapa, identificada com a estimação e discussão da equação de cointegração entre a nossa variável dependente (o total de transferências realizadas em favor dos Estados brasileiros pelo governo de Brasília) e o conjunto de variáveis explicativas cujos coeficientes estimados por SOLS tenham sido validados como estatisticamente significativos. No nosso caso, essas variáveis são o padrão de desigualdade das transferências pelos 27 Estados brasileiros, o montante arrecadado pelo Imposto de Renda (IR), o montante arrecadado pelo Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), o valor das matrículas oficializadas e o produto real per capita. Para estimar a equação de cointegração, vamos recorrer a um modelo de vectores de correcção de erros (VECM, do inglês, *Vector Error Correction Model*).

Um VECM é descrito pela seguinte formalização:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

Onde Z_t representa um vector de k variáveis, D_t identifica variáveis binárias associadas a quebras ou a momentos de sazonalidade, e u_t identifica um vector de erros aleatórios. As matrizes Γ_i e Π são descritas pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= -(I - A_1 - \dots - A_i), \quad (i = 1, 2, \dots, k-1); \\ \Pi &= -(I - A_1 - \dots - A_k) \end{aligned}$$

Cada linha de Π representa uma hipotética relação de cointegração num VECM (que pode ter no máximo $k-1$ relações de cointegração). Um VECM permite assim uma compreensão mais aprofundada da natureza de não-estacionaridade das séries temporais usadas como variáveis, o que, adicionalmente e no nosso caso, ajuda a prever as flutuações das transferências constitucionais, auxiliando na tomada de decisão das finanças públicas federais e estaduais (ver Krolzig & Hendry, 2000).

No sentido de se estudar o nível de estacionaridade destas séries, recorremos a testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Os resultados principais destes testes estão apresentados na Tabela A2. Estes testes foram obtidos através do software JMULTI 4.14. Os valores da Tabela A2 provam que estas séries são estacionárias nas primeiras diferenças, podendo ser cointegradas num vector de cointegração $I(1)^{15}$.

Tabela A2.

Estatísticas Augmented Dickey-Fuller (janeiro/1997-março/2011, 171 obs.)

y_t	$\Delta^d y_t$	ADF		
		Sem intercepção; Sem tendência	Com intercepção; Sem tendência	Com intercepção; Com tendência
Transferências (log)	$d = 0$	2.132(3)	-1.697(3)	-5.666(0)***
	$d = 1$	-11.323(1)***	-11.829(1)***	-11.823(0)***
Gini (log)	$d = 0$	-1.103(4)	-4.063(3)***	-4.050(2)***
	$d = 1$	-10.948(1)***	-10.972(1)***	-10.826(0)***
IR (log)	$d = 0$	0.099(4)	-3.388(3)***	-4.017(3)***
	$d = 1$	-7.946(2)***	-7.906(3)***	-7.862(2)***
IPI (log)	$d = 0$	1.081(2)	-1.754(3)	-3.146(2)*
	$d = 1$	-6.148(1)***	-6.218(1)***	-6.199(1)***
Matrículas (log)	$d = 0$	0.044(0)	-1.416(1)	-1.412(1)
	$d = 1$	-7.234(1)***	-7.213(1)***	-7.323(0)***
Produto real per capita	$d = 0$	4.515 (8)	1.496 (9)	-1.884 (8)
	$d = 1$	-7.086 (8)***	-8.751 (8)***	-8.551 (8)***
Défice	$d = 0$	-6.188(8)***	-6.172(8)***	-6.241(8)***
	$d = 1$	-12.475(9)***	-12.436(8)***	-12.403(8)***

Nota - Níveis de significância: 10%, *, 5%, **, 1%, ***. Entre parêntesis, o nível óptimo de desfasamentos considerando os critérios de Schwarz. d identifica o nível de diferenciação da série y_t . Como as variáveis dos anos eleitorais foram consideradas variáveis binárias, não fazia sentido calcular os respectivos testes ADF.

Fonte: Cálculos do autor.

¹⁵Este facto prova que o processo estocástico gerado para calcular as primeiras diferenças (diferenças mensais) destas variáveis logaritmizadas não se altera ainda que se modifique a amostra temporal das variáveis. Também confirmamos que estas séries são estacionárias nas primeiras diferenças com recurso aos outros testes convencionais como DF-GLS, Ng-Perron, e KPSS. Resultados completos destes testes serão disponibilizados se requeridos.

Resultados empíricos da equação de cointegração e implicações políticas

Na estimação do modelo de vectores de correcção de erros (VECM), consideramos o número óptimo de desfasamentos de cada série, satisfazendo o critério de informação de Schwarz¹⁶. Como sugerido por Oxley e McAleer (1999), foi introduzida uma constante na equação de cointegração.

A equação 3 sintetiza os resultados obtidos na estimação da equação de **cointegração** (os erros estimados estão entre parêntesis)¹⁷. A Tabela A3 revela, adicionalmente, os valores estatísticos para testes desenvolvidos no sentido de observar a qualidade do modelo estimado. Estes valores são relativos ao teste do Traço¹⁸, ao número óptimo de desfasamentos das variáveis no VECM, o tempo médio de ajustamento da variável dependente (ΔEC_{t-1}) e os valores estatísticos obtidos para os testes à má especificação do modelo (Portmanteau¹⁹, significância conjunta, ARCH²⁰ e AR4²¹). Num modo genérico, podemos concluir que não foram evidenciados problemas de má especificação no modelo estimado.

$$\begin{aligned} \text{transferencias}_t = & -34.699 + 1.772 \text{gini}_t + 0.211 \text{IR}_t + 0.767 \text{IPI}_t \\ & \text{(0.342)} \quad \text{(0.203)} \quad \text{(0.069)} \quad \text{(0.047)} \\ & + 1.308 \text{matriculas}_t + 1.322 \text{gdp}_t + e_t \\ & \text{(0.566)} \quad \text{(0.366)} \end{aligned} \quad (\text{eq. 3})$$

Considerando as estatísticas para o teste do Traço (Johansen, 1991) na Tabela A3, podemos verificar que as séries testadas são cointegradas de 1ª ordem. Esta conclusão é acompanhada pela significância estatística a um nível de 1% do coeficiente estimado para ΔEC_{t-1} no VECM (-0.218, com um erro estimado de 0.082). Este valor permite-nos calcular a velocidade de ajustamento do modelo. Neste

caso, confirmamos que a velocidade de ajustamento $\left(\frac{1}{\Delta EC_{t-1}} \right)$ é de, aproximadamente, 4 anos e 7 meses.

Interpretando a equação de **cointegração** (equação 3), verifica-se que a soma global de transferências constitucionais transmitidas aos Estados brasileiros se correlaciona com as fontes de arrecadação, nomeadamente IR e IPI, mas tam-

¹⁶O número óptimo de desfasamentos em cada série que satisfaz um dado critério de informação é o número de desfasamentos dessa série que gera o máximo de qualidade na estimação, respeitando ainda certas restrições estatísticas (nomeadamente, a parcimónia do modelo).

¹⁷Resultados completos (incluindo a estimação dos vectores auto-regressivos completos) estão disponíveis, se requisitados.

¹⁸A hipótese nula do teste do Traço (de acordo com Johansen) é a de que o número de vectores de cointegração (r) é menor ou igual a um dado inteiro positivo (ra).

¹⁹O teste de Portmanteau avalia se um conjunto de níveis de autocorrelação de uma série residual difere de zero.

²⁰O teste ARCH permite testar se uma série de resíduos estimados segue um processo ARCH (um processo de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, do inglês 'autoregressive conditional heteroskedasticity process').

²¹O teste AR4 determina se uma série de resíduos segue um processo auto-regressivo de ordem 4.

bém com o valor de matrículas subjacente ao FUNDEB/FUNDEF (neste caso, com um coeficiente estimado de 1.308, o que demonstra que, quando o número de matrículas oficializadas sobe 1%, o impacto sobre o montante transferido é superior, levando a que as transferências aumentem 1.3%, aproximadamente). Através da equação de **cointegração**, confirma-se também que as transferências são pró-cíclicas, na medida em que um aumento de 1% do produto real per capita conduz a um aumento das transferências de 1.32%.

Tabela A3.

Resultados estatísticos (janeiro/1997-março/2011, 171 obs.)

Conjunto de variáveis	Teste do Traço (p-value) H0: $r \leq ra$	Lags in VECM	ΔEC_{t-1}	Portmanteau; Joint significance; ARCH; AR(4) (p-values)
{Transferências (log); I.Gini (log); IR (log); IPI (log); Matrículas (log)}; Produto pc (log)	r0:0.00 r1:0.00 r2:0.12 r3:0.22 r4:0.82 r5:0.87 r6:0.98	2	-0.218 ^a (0.082)	(1.000); (0.000); (0.011); (0.000).

Legenda – Nível de significância – a: 1%.

Fonte: Cálculos do autor.

No entanto, confirma-se que o nível de desigualdade aumenta o montante transferido. Através da equação 3 (e na esteira dos resultados por SOLS), verifica-se que quando o índice de Gini associado à distribuição das transferências aumenta (indicando uma distribuição mais desigual pelos Estados) tende a incrementar o montante das transferências realizadas. Neste caso, se o índice de Gini aumentar 1%, o montante transferido tende a aumentar 0.4%. Assim, podemos dizer que o bolo esperado hoje é tanto maior quanto mais desigual tiver sido a distribuição federal no passado (Frank, 2010; Meltzer & Richard, 1981; Roberts, 1977; Romer, 1975; Wilson, 1989). Adicionalmente, este trabalho é um passo complementar de trabalhos como o de Díaz e Mogollón (2009) na discussão das implicações da desigualdade no crescimento económico da América Latina.

Na observância de Knowles (2001) relativamente à sensibilidade sobre as medidas de desigualdade, outros índices foram usados como alternativa, como o índice de Entropia e o índice Herfindahl. No entanto, as conclusões principais não mudaram

quando substituímos o índice de Gini por estas medidas alternativas (os resultados completos, com estes índices, serão disponibilizados, se pedidos)²².

Para validar a direcção de causalidade entre as variáveis explicativas da equação 3 (padrão de desigualdade, fontes de arrecadação, valor das matrículas, e ciclo económico) e a variável explicada (total de transferências constitucionais realizadas para os Estados brasileiros), foram desenvolvidos testes de causalidade Granger e testes de causalidade instantânea (Lütkepohl, 1991) com recurso ao software JMulti. A Tabela A4 divulga estes resultados.

Tabela A4.

Testes de causalidade

	H0: I.Gini, IR, IPI, Matrículas e produto pc não causam as transferências constitucionais
Causalidade a Granger	Estatística de teste I = 1.9767 pval-F(I; 12, 497) = 0.0245
Causalidade instantânea	Estatística de teste: c = 8.5035 pval-Chi(c; 6) = 0.2035

Fonte: Cálculos do autor.

Observando a Tabela A4, confirma-se que existe uma relação estatística entre as precedências do nível de desigualdade da distribuição das transferências (sugerida pelo índice de Gini), das fontes de arrecadação (IR e IPI), das matrículas e do produto per capita sobre o total de transferências realizadas para os Estados brasileiros. Em contrapartida, os testes de causalidade instantânea permitem rejeitar a hipótese nula (de causalidade instantânea).

Reunindo este conjunto de evidências, confirma-se que existe uma relação de longo prazo entre as transferências passadas para os 27 Estados brasileiros, o seu padrão de distribuição, as fontes de arrecadação, o número de alunos matriculados e o ciclo económico. O sentido de causalidade validou a direcção prevista pela base teórica subjacente à função de bem-estar de Bergson-Samuelson.

Apesar de o Governo brasileiro distribuir os fundos aqui estudados entre os Estados, também analisamos a distribuição dos fundos per capita, considerando a população residente por Estado. A razão subjacente a este procedimento prende-se com a finalidade de contrariar um enviesamento potencial motivado por deslocacões migratórias dentro do Brasil, que, partindo de Estados mais rurais, deslocam população para os Estados mais industrializados. No entanto, mesmo com

²²O índice de Entropia para um ano t ($Entropy_t$) é dado por $Entropy_t = -\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\sum x_i} * \ln \left(\frac{x_i}{\sum x_i} \right) \right)$,

sendo x_i a transferência do governo central em t para cada Estado i . O índice Herfindahl para um

ano t (H_t) é dado por $H_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\sum x_i} \right)^2$.

estas inovações, as nossas conclusões, previamente comentadas, mantêm-se. O padrão de desigualdade das transferências (além das restantes variáveis explicativas) aumenta o montante transferido para o caso das transferências brasileiras.

Acreditamos que estes resultados são relevantes para uma contribuição renovada da discussão em torno do processo de descentralização financeira do Brasil. Comprovou-se, neste trabalho, que a forma como a distribuição de transferências se processa influencia, significativamente, o tamanho do “bolo” a ser repartido no longo prazo, como Mourão (2012) o havia assinalado para o caso português. Mas, ao contrário de Mourão (2012), os resultados deste trabalho vão no sentido de que, quando o Governo de Brasília incrementa a desigualdade na distribuição, tende a aumentar os montantes transferidos.

Esta evidência comporta, desde logo, um conjunto de implicações políticas relevantes:

- Se, como provado, uma maior desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais produz um volume superior de transferências descentralizadas (que representam despesa federal), então o crescimento da desigualdade entre os Estados pode ser entendido como uma fonte de crescimento da despesa pública brasileira (na esteira de autores como Alesina & Rodrik, 1994).
- Existindo, como provado, dependência do ciclo económico do Brasil por parte das transferências constitucionais realizadas, então pode-se esperar um crescimento dos montantes transferidos em período positivo do ciclo (o que pode reforçar a ‘solidariedade’ dos Estados mais dinâmicos em favor de Estados com ciclos regionais assimétricos). Mas impõe-se aqui a discussão do dual desta evidência: em períodos de decrescimento do produto real per capita, espera-se, seguindo estes resultados, uma redução dos montantes transferidos, o que pode deteriorar o momento assimétrico (positivo) que alguns dos Estados podem demonstrar.
- As nossas estimações demonstraram uma forte dependência das transferências recebidas pelos Estados da União relativamente às fontes de arrecadação fiscal (imposto de renda e imposto sobre produtos industriais). Mais uma vez, os nossos resultados salientam a necessidade de uma forte aposta na eficiência da colecta fiscal de modo a que as transferências possam ser concretizadas sem outros estrangulamentos processuais (Banco Interamericano de Desarrollo, 2013); caso contrário, se a eficiência na colecta e se a luta contra a evasão fiscal não forem bem sucedidas, então os propósitos de crescimento harmonizados dos Estados e do Brasil, em si, podem ficar comprometidos.

CONCLUSÃO

Este trabalho discutiu como a disparidade da distribuição das transferências constitucionais pelos 27 Estados brasileiros influencia o volume de transferências afectas. Concluiu que o aumento da disparidade na distribuição conduz a transferências mais volumosas.

Como previamente denotado, há um debate extenso sobre a relação entre desigualdade nos esforços redistributivos e crescimento económico. No entanto, o estudo sobre a relação entre desigualdade na distribuição das transferências descentralizadas e crescimento dos montantes transferidos é um debate derivado muito mais recente.

Uma grande variedade de efeitos pode advir desta desigualdade. A desigualdade pode aumentar o montante de transferências (como no caso evidenciado neste trabalho), ou, ao invés, a desigualdade pode desencadear mecanismos de atrito que levem a uma redução destes montantes transferidos. São vários os autores que têm contribuído para esta discussão. Dentro desses desenvolvimentos, optamos por trabalhar com uma função de utilidade social de Bergson-Samuelson. Observando Sen (1973) ou Mandal (2009), estudamos a função de Bergson-Samuelson como uma função redistributiva que relaciona os montantes transferidos para os Estados brasileiros com a utilidade agregada derivada das transferências passadas, do padrão de desigualdade inerente, e com um conjunto de variáveis sugeridas quer pela legislação de enquadramento quer pela contextualização socioeconómica.

De modo a testar esta especificação, foram usadas técnicas próprias de séries temporais. Testamos a relação de cointegração entre o montante de transferências realizadas pelo Governo Central de Brasília em favor dos 27 Estados do Brasil, o padrão de desigualdade associada a cada distribuição e um conjunto de variáveis sugeridas pela legislação de base e pela literatura económica. Foram usados vários testes à estabilidade das séries dos resíduos estimados assim como recorremos a testes sobre a causalidade assumida. Concluiu-se que existe uma relação de cointegração entre os montantes transferidos, o padrão de desigualdade da distribuição, as fontes de arrecadação e o número de matrículas de alunos.

Esta conclusão tem implicações políticas importantes. Em primeiro lugar, provou-se que a desigualdade aumenta o esforço federal de transferências realizadas, podendo ser compreendida como uma fonte de crescimento da despesa pública. Em segundo lugar, pudemos constatar que as transferências reagem pró-ciclicamente, o que, se por um lado acompanham algumas sugestões de boas práticas das finanças públicas (aumento da despesa federal em momentos altos do ciclo e diminuição da mesma despesa em momentos de baixa do ciclo), por outra via, obrigam a uma atenção especial sobre a gestão das assimetrias inter-regionais (por exemplo, quando há crescimento da economia de um Estado que, assim, contribui com maior arrecadação fiscal para o erário federal, mas que, em função do ciclo nacional negativo, acaba por receber menos transferências). Por último, como provamos a existência de uma relação de longo prazo entre as transferências realizadas e as fontes de arrecadação fiscal, este trabalho implica que os esforços de eficiência na colecta fiscal e a luta contra a fraude e a evasão fiscal não podem esmorecer, sob o risco de diminuir as verbas transferidas para o crescimento harmonizado de todos os Estados do Brasil.

REFERÊNCIAS

1. Aghion, P., & Bolton, P. (1997). Theory of trickle-down growth e development. *Review of Economic Studies*, 64, 151-172.
2. Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics e economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 465-490.
3. Atkinson, A. B. (1997). Bringing income distribution in from the cold. *Economic Journal*, 107, 297-321.
4. Banco Interamericano de Desarrollo. (2013). *Evaluación del Programa de País 2007-2011*. México: Oficina de Evaluación y Supervisión.
5. Bertola, G. (2000). Macroeconomics of distribution e growth. In A. B. Atkinson & F. Bourguignon (Ed.), *Handbook of Income Distribution* (1st ed., vol. 1, ch. 9, pp. 477-540). Ámsterdam: Elsevier.
6. Buchanan, J. (1967). *Public finance in democratic process: Fiscal institutions e individual choice*. Chapel Hill: The University of North Carolina Press.
7. Cox, G., & McCubbins, M. (1986). Electoral politics as a redistributive game. *Journal of Politics*, 48, 370-389.
8. Dettino, T. (2008). Potencial demográfico e área de pressão urbana como critérios de distribuição de fundos pelas autarquias locais. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 16, 61-73.
9. Díaz, O., & Mogollón, W. (2009). Crecimiento y desigualdad en América Latina: un análisis empírico. *Criterio Libre*, 10, 51-70.
10. Dixit, A., & Londregan, J. (1996). The determinants of success of special interests in redistributive politics. *Journal of Politics*, 58, 1132-1155.
11. Drazen, A. (2000). *Political economy in macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press.
12. Falleti, T. (2006). "Effects of decentralization on cross-government relations: Brazil from a comparative perspective. *Sociologias*, 16, 46-85.
13. Frank, R. (2010). *O regresso do economista natural*. Lisboa: Casa das Letras.
14. Frieden, J. (2001). Inequality, causes e possible futures. *International Social Science Review*, 2(1), 33-40.
15. Friedrich, P., Gwiazda, J., & Nam, C. (2003). *Development of local public finance in Europe* (Working Paper 1107). Cesifo.
16. Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
17. Hayek, F. (1944). *The road to serfdom*. Chicago: University of Chicago Press.
18. Johansen, S. (1991). Estimation e hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian VAR models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

19. Knowles, S. (2001). *Inequality e economic growth: The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data* (Credit Research Papers 01/03). Department of Economics, University of Nottingham.
20. Krolzig, H., & Hendry, D. (2000). Computer automation of general-to-specific model selection procedures. *Journal of Economic Dynamics e Control*, 25, 831-866.
21. Kuznets, S. (1955). Economic growth e income inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.
22. Leite, C., & Fonseca, F. (2011). Federalismo e políticas sociais no Brasil: Impasses da descentralização pós-1988. *Organizações & Sociedade*, 18, 99-117.
23. Lessmann, C. (2009). Fiscal decentralization e regional disparity: Evidence from cross-section e panel data. *Environment e Planning*, 41(10), 2455-2473.
24. Lewis, W. A. (1955). *The theory of economic growth*. George Allen & Unwin Ltd. Great Britain, edition used Unwin University Books, ninth impression.
25. Lindbeck, A., & Weibull, J. (1987). Balanced budget redistribution as the outcome of political competition. *Public Choice*, 52, 272-297.
26. Lowi, T. (1964). American business, public policy, case studies, e political theory. *World Politics*, 16, 677-715.
27. Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
28. Maddala, G., & Kim, I. (1998). *Unit roots, cointegration, e structural change*. Cambridge: Cambridge University Press.
29. Mandal, B. (2009). *Global Encyclopaedia of Welfare Economics*. New Delhi: Global Vision Publishing.
30. Martinez-Vasquez, J., & McNab, R. (2003). Fiscal decentralization e economic growth. *World Development*, 31(9), 1597-1616.
31. Meltzer, A., & Richard, S. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89, 914-927.
32. Montero, A. (2001). Decentralizing democracy: Spain e Brazil in comparative perspective. *Comparative Politics*, 33(2), 149-169.
33. Mora, M., & Varsano, R. (2001). *Fiscal decentralization e subnational fiscal autonomy in Brazil: Some facts of the nineties* (Texto para Discussão 854). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Rio de Janeiro.
34. Mourão, P. (2006). Que critérios redistributivos na lei das finanças locais? *Redes*, 11(1), 163-185.
35. Mourao, P. (2012). How the cake is distributed. The case of Portuguese Decentralized grants. *Environment and Planning A*, 44(2), 477-490.

36. Myles, G. (2002). *Public economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
37. Neckerman, K., & Torche, F. (2007). Inequality: Causes e consequences. *Annual review of Sociology*, 33, 335-357.
38. Oliveira, J., & Silva, P. (2000). *Reforma das instituições fiscais: Reflexões sobre o caso do Brasil* (Serie Política Fiscal 110). División de Desarrollo Económico-CEPAL, Naciones Unidas, Santiago de Chile.
39. Oliveira, R. (2008). *Fundo de Participação dos Estados no Brasil*. Tese de mestrado profissional em gestão pública para o desenvolvimento do Nordeste; Universidade Federal de Pernambuco.
40. Oxley, L., & McAleer, M. (1999). *Practical issues in cointegration analysis*. Oxford: Blackwell Publishers.
41. Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *American Economic Review*, 84, 600-621.
42. Qiao, B., Martinez-Vasquez, J., & Xu, Y. (2008). The tradeoff between growth and equity in decentralization policy: China's experience. *Journal of Development Economics*, 86(1), 112-128.
43. Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. The Belknap Press of Harvard University Press.
44. Roberts, K. (1977). Voting over income tax schedules. *Journal of Public Economics*, 8, 329-340.
45. Romer, T. (1975). Individual welfare, majority voting, e the properties of a linear income tax. *Journal of Public Economics*, 4, 163-185.
46. Safire, W. (1978). *Safire's political dictionary*. New York: Random House.
47. Santos Filho, J. (1993). The recent process of decentralization e democratic management of education in Brazil. *International Review of Education*, 39(5), 391-403.
48. Sen, A. (1973). *On economic inequality*. New York: Norton.
49. Sena, P. (2008). A legislação do Fundeb. *Cadernos de Pesquisa*, 38(134), 319-340.
50. Souza, C. (2002). Governos e sociedades locais em contextos de desigualdades e de descentralização. *Ciência e Saúde Colectiva*, 7(3), 431-442.
51. Su, Q. (2001). *Economic inequality e economic growth*. Berlin: Humboldt-University Berlin, Institute of Management, Spandauer Str. 1, D-10178.
52. Varsano, R. (2003). Sistema tributário para o desenvolvimento. BNDES, set. 2003. Disponível em: http://66.102.1.104/scholar?hl=pt-BR&lr=&q=cache:WKqFDIKS2MMJ:www.federativo.bndes.gov.br/%255Cbf_bancos%255Cestudos%255Ce0002077.pdf+VARSANO+Desenvolvime nto+em+debate. Acesso em: 20/11/2007.
53. Veiga, L., & Veiga, F. (2007). Political business cycles at the municipal level. *Public Choice*, 131(1), 45-64.

54. Veiga, L., & Veiga, F. (2010). *Intergovernmental fiscal transfers as pork barrel* (Working Paper 7). NIPE - Universidade do Minho.
55. Veiga, L., & Pinho, M. (2007). The political economy of intergovernmental grants: Evidence from a maturing democracy. *Public Choice*, 133, 457-477.
56. Weingast, B., Shepsle, K., & Johnsen, C. (1981). The political economy of benefits e costs: A neoclassical approach to distributive politics. *Journal of political economy*, 89, 642-664.
57. Williamson, J. G. (1965). Regional inequality e the process of national development a description of the patterns. *Economic Development e Cultural Change*, 13, 3-45.
58. Wilson, J. (1989). *American government*. Lexington, D. C.: Heath e Company.

Legislação consultada

59. FPE: art. 159, da Constituição Federal (também relativo ao IPI) e emenda constitucional 55/2007.
60. FUNDEF: Lei nº 9.424, de 24/12/96 e emenda constitucional nº 14/96.
61. CIDE: Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001.
62. IOF: Lei nº 11.076/2004.
63. LC 87/96: Lei complementar nº87, de 13 de setembro de 1996.

Endereços electrónicos consultados

64. http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fpefpm.asp.
65. http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fundebfundef.asp.
66. <http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>.
67. http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/transferencias_constitucionais.asp.

71

CUADERNOS DE ECONOMÍA

CONTENIDO

ARTÍCULOS

- SANTIAGO MEDINA HURTADO, JORGE RESTREPO-MORALES Y ALEJANDRO BEDOYA
Pérdidas esperadas y detrimento patrimonial por hurto de vehículos en Colombia 261
- DIEGO ALEJANDRO CASTRO Y ALEJANDRO PÉREZ Y SOTO
Estimación de la probabilidad de incumplimiento para las firmas del sector económico industrial y comercial en una entidad financiera colombiana entre los años 2009 y 2014 293
- PAULO REIS MOURÃO
Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais Brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011 321
- RICARDO ARGÜELLO
Trade diversification in Colombia, 1991-2011 345
- PABLO IGNACIO CHENA Y CAROLINA BOSNIC
Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013) 379
- PAÚL A. CARRILLO MALDONADO
El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR 405
- MÓNICA HURTADO, CATHERINE PEREIRA-VILLA Y EDGAR VILLA
Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious? 441
- GASTÓN CALIGARIS
Las grandes empresas agropecuarias en Argentina: los casos de Cresud y El Tejar 469
- Fahd Boundi Chraki
Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial 489
- FLORENCIA MOLINATTI Y ENRIQUE PELÁEZ
La localización como factor crítico. Análisis del programa "Mi casa, mi vida". Córdoba, Argentina 521
- MARÍA VERÓNICA ALDERETE
An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model 549
- RODRIGO PÉREZ ARTICA, FERNANDO DELBIANCO Y LEANDRO BRUFMAN
El ahorro y la inversión corporativos en América Latina. Una indagación a nivel firma 571
- ### RESEÑA
- ESTEBAN CRUZ HIDALGO
La riqueza. Historia de una idea, de Adolfo Rodríguez Herrera 601

ISSN 0121-4772



9 770121 477005



7 1