

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC**  
**CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN**  
**MESTRADO EM ECONOMIA**

**RAFAEL CARNEIRO DA COSTA**

**A RELAÇÃO ENTRE RECEITAS E DESPESAS NOS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE SOB AS TÉCNICAS DE BOOTSTRAP**

**FORTALEZA**  
**2010**

RAFAEL CARNEIRO DA COSTA

**A RELAÇÃO ENTRE RECEITAS E DESPESAS NOS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE SOB AS TÉCNICAS DE BOOTSTRAP**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará – UFC, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Luis Ivan de Melo Castelar

FORTALEZA  
2010

RAFAEL CARNEIRO DA COSTA

**A RELAÇÃO ENTRE RECEITAS E DESPESAS NOS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE SOB AS TÉCNICAS DE BOOTSTRAP**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará – UFC, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em \_\_\_\_ / \_\_\_\_ / \_\_\_\_

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Luis Ivan de Melo Castelar  
Orientador

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Membro da Banca Examinadora

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares  
Membro da Banca Examinadora

A minha mãe, Maria de Fátima Carneiro da Costa, por ser a base da minha vida em tudo o que eu faço e a inspiração para que eu siga em frente.

## AGRADECIMENTOS

Ao nosso Senhor e Pai, que me dá forças para viver quando fraquejo, que traz as vitórias em minha vida quando penso estar derrotado, que me dá ânimo quando quero desistir, que me traz esperança quando não acredito mais, que me capacita quando já não sei mais como seguir adiante, que me leva em seus braços quando não tenho mais forças para caminhar. Por sempre estar presente na minha vida me protegendo e amando, é que eu agradeço principalmente a Deus.

Ao meu professor, Dr. Ivan Castelar, pela orientação fundamental para este trabalho e pelo incentivo durante a realização da dissertação.

À Dra. Eva Mörk, por fornecer sua programação desenvolvida no GAUSS e alguns referenciais bibliográficos cruciais para o desenvolvimento deste estudo.

Ao professor Roberto Tatiwa, pelo tempo disponibilizado para tirar minhas dúvidas com o GAUSS.

À minha mãe, Maria de Fátima Carneiro da Costa, e meu pai, Manoel Estevão Costa, que viveram sempre para capacitar e dar o melhor para seus filhos e que sempre acreditaram que eu poderia chegar à conclusão da pós-graduação. Sem eles, nada disto teria acontecido e por isso eu os amo e sou eternamente grato.

À minha noiva, Mirnna Vasconcelos da Silva, por me fortalecer nos momentos mais difíceis, por ser minha melhor amiga, minha inspiração e futura esposa.

À minhas irmãs, Ana Paula Carneiro da Costa e Carla Patrícia Carneiro da Costa, pela amizade, união e pelo amor que temos uns pelos outros.

Aos meus inúmeros amigos, pelos auxílios nos momentos difíceis, pelo incentivo e amizade.

E aos demais que, de alguma forma, contribuíram direta ou indiretamente para a construção deste trabalho.

“Se fui capaz de ver mais longe, é porque me apoiei em ombros de gigantes.” (Isaac Newton)

## RESUMO

Trabalhos recentes mostraram que a teoria assintótica traz resultados equivocados nos testes de causalidade quando o Método de Momentos Generalizados (MGM) é utilizado. Este estudo re-examina a relação dinâmica entre receitas próprias, despesas correntes e transferências correntes para os governos municipais brasileiros no período de 2000 a 2008. A estimação do modelo de dados em painel dinâmico é feita através do MGM, mas os testes de especificação utilizam valores críticos gerados por *bootstrap* para fornecer melhor aproximação à distribuição da estatística de teste. Uma defasagem de dois anos é encontrada na equação de despesas, mas nenhuma dinâmica é observada nas equações de receitas próprias e de transferências, sugerindo a hipótese de que receitas passadas afetam despesas correntes.

**Palavras-chaves:** Despesas, Receitas, Transferências, Causalidade, Dados em painel dinâmico, Método Generalizado dos Momentos, Valores críticos gerados por *bootstrap*.

## ABSTRACT

Recent works has shown that the asymptotic theory provides misleading results in causality tests when the Generalized Method of Moments (GMM) is used. This study re-examines the dynamic relationship between own revenues, current expenditures and current grants to municipal governments in Brazil in the period 2000 to 2008. The dynamic panel data model estimation is done by GMM, but the specification tests use bootstrap critical values to provide a better approximation to the distribution of the test statistic. A lag of two years is found in the expenditure equation, but no dynamics is observed in the own revenues and transfers equations, suggesting the hypothesis that past revenues affect current expenditures.

**Keywords:** Expenditure, Revenues, Grants, Causality, Dynamic panel data, Generalized Method of Moments, Bootstrap critical values.



## LISTA DE TABELAS

Tabela 01 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, 2000 - 2008, Brasil.....	21
Tabela 02 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, 2000 - 2008, Nordeste.....	23
Tabela 03 - Teste sequencial: percentual de rejeições da hipótese nula em cada <i>lag</i> . N=304, T=9.....	31
Tabela 04 - Teste sequencial: percentual de rejeições da hipótese nula em cada <i>lag</i> . N=1343, T=9.....	32
Tabela 05 - Teste de especificação do modelo inicial (municípios brasileiros): m=3, T=9, N=1343.....	35
Tabela 06 - Teste de especificação do modelo inicial (municípios nordestinos): m=3, T=9, N=304.....	36
Tabela 07 - Teste do tamanho da defasagem (municípios brasileiros): m=3, T=9, N=1343.....	37
Tabela 08 - Teste do tamanho da defasagem (municípios nordestinos): m=3, T=9, N=304.....	39
Tabela 09 - Teste de causalidade (equação de gastos): m=2, T=9, N=304.....	41

## LISTA DE SIGLAS

MGM – Método Generalizado dos Momentos

FINBRA – Finanças do Brasil

STN – Secretaria do Tesouro Nacional

SISTN – Sistema de Coleta de Dados Contábeis da Secretaria do Tesouro Nacional

LRF – Lei de Responsabilidade Fiscal

IGP-DI – Índice Geral de Preço – Disponibilidade Interna

PGD – Processo Gerador de Dados

VAR – Vetor Auto-Regressivo

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	9
LISTA DE SIGLAS.....	10
1 INTRODUÇÃO.....	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	13
2.1 A relação entre receitas e despesas.....	13
2.2 Estimando um modelo de dados em painel dinâmico pelo Método Generalizado dos Momentos.....	15
2.3 <i>Bootstrap</i> e MGM.....	17
2.3.1 Brown e Newey.....	18
2.3.2 Hall e Horowitz.....	19
3 DADOS.....	21
4 MODELO ECONOMETRICO.....	24
5 ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DOS TESTES POR BOOTSTRAPPING.....	30
6 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	34
6.1 Teste de Especificação do Modelo Inicial.....	34
6.2 Teste de redução das defasagens na especificação do modelo.....	36
6.3 Teste de Causalidade.....	40
7 CONCLUSÕES.....	42
BIBLIOGRAFIA.....	44

# 1 Introdução

A discussão em torno da relação entre tributação e os gastos governamentais, no que diz respeito a causalidade de uma sobre a outra, é um tema amplamente debatido nos mais diversos países em diferentes períodos. Alguns dos estudos recentes que vêm analisando o comportamento dinâmico das relações entre receitas e despesas públicas utilizam o Método Generalizado dos Momentos para estimar modelos de dados em painel e buscar suas verdadeiras especificações. Contudo, tais técnicas de estimação podem levar a relações intertemporais equivocadas no modelo. Isto acontece devido à utilização de valores críticos assintóticos ao conduzir os testes de especificação do modelo. Segundo as investigações de Monte Carlo presentes no trabalho de HALL e HOROWITZ (1996), dentre outros, o fato é que a teoria assintótica não fornece uma boa aproximação à distribuição das estatísticas do teste em estudo<sup>1</sup>, de tal maneira que pode-se rejeitar uma hipótese nula verdadeira com muita frequência. Tal distorção pode levar à presença de defasagens muito amplas quando, na verdade, estas deveriam ser mais reduzidas ou até mesmo quando a equação não deveria apresentar dinâmica qualquer.

Estes mesmos trabalhos sugerem a utilização de valores críticos gerados através das técnicas de *bootstrap* como solução, mas este método em sua forma tradicional não tem um bom desempenho quando a estimação por MGM é utilizada. Duas versões para a correção desta técnica foram criadas por HALL e HOROWITZ (1996) e por BROWN e NEWEY (1995), tornando assim possível a utilização de valores críticos gerados por *bootstrap*. Apesar destas evidências, poucos são os trabalhos empíricos que utilizam as técnicas de *bootstrap* para corrigir tais distorções no MGM.

Este estudo visa re-examinar a relação intertemporal entre receitas, despesas e transferências nos governos municipais do Brasil, no período de 2000 a 2008, através das informações fornecidas pela Secretaria do Tesouro, formando uma amostra para dados em painel. Como se pretende analisar a possível causalidade entre estas três variáveis, considerando o efeito de uma variável defasada sobre a outra no período corrente, um

---

<sup>1</sup>O teste de Sargan e o teste de Sargan em diferença são frequentemente conduzidos para especificação destes tipos de modelo. Este estudo também utilizará tais testes.

vetor auto-regressivo é considerado. A idéia é inicialmente considerar um modelo com amplas defasagens em suas variáveis explicativas e em seguida reduzi-las. Os testes de especificação considerarão os valores críticos gerados pelo método alternativo desenvolvido por Hall e Horowitz, mas também levarão em conta os valores críticos assintóticos para desta forma comparar os modelos finais obtidos sob ambos os aspectos.

Além desta introdução, a próxima seção expõe um referencial teórico dividido em três partes. Na primeira subseção, verificam-se os diferentes casos para as relações dinâmicas entre receitas e despesas, apresentando alguns estudos recentes; logo após, observam-se as contribuições de vários trabalhos na estimação de um modelo de dados em painel dinâmico através do MGM, bem como os testes desenvolvidos para avaliar a especificação do modelo; por último, verificam-se as vantagens ao considerar os valores críticos gerados por bootstrap, além de expor as dificuldades ao utilizar este método em sua versão tradicional e apresentar duas versões alternativas para corrigir tais problemas.

A seção 3 apresenta uma descrição dos dados utilizados neste estudo (despesas correntes, receitas próprias e transferências correntes), além das transformações sofridas e das três diferentes triagens pelos quais a amostra passa, com o intuito de eliminar possíveis distorções. A seção 4 descreve a técnica de estimação e a sequência dos testes, sendo ambos utilizados nas duas seções posteriores. A seção 5 expõe diferentes experimentos de Monte Carlo e confronta os resultados obtidos nos testes que consideram os valores críticos assintóticos com aqueles que tomam os valores críticos gerados pelo método de *bootstrap*, para assim investigar sob quais aspectos o último apresenta melhor performance que o primeiro.

A seção 6 apresenta os resultados obtidos na aplicação empírica, por meio de uma sequência de testes. Primeiramente, faz-se o teste de especificação no modelo inicial; depois disso, um segundo teste é feito para verificar as possíveis reduções nos *lags*; e, por fim, verifica-se a causalidade no sentido de Granger da variável explicativa sobre a variável dependente. Por fim, a conclusão destaca e retoma os objetivos iniciais, verificando o atendimento destes e apresentando as considerações finais.

## 2 Referencial Teórico

### 2.1 A relação entre receitas e despesas

Existem quatro hipóteses principais que consideram as relações intertemporais entre as receitas e as despesas e vários estudos constataam a existência destes diferentes casos:

(1) **Mudanças nas despesas levam a alterações nas receitas.** O trabalho de BARRO (1979) encontrou este tipo de relação ao investigar uma série anual das contas públicas nos Estados Unidos de 1916 a 1976, no qual o autor verifica que o aumento nos tributos elevam os gastos governamentais. DAHLBERG e JOHANSSON (1998) examinam a relação dinâmica entre receitas e gastos nos governos municipais da Suécia através de testes de causalidade no sentido de Granger. Além de encontrar que os gastos causam a tributação, usando um modelo de dados em painel dinâmico, os autores também constataram que as transferências intergovernamentais afetam tanto a receitas próprias<sup>2</sup> quanto as despesas. CASTRO, GONZALEZ-PARAMO e COS (2001) também encontram o mesmo comportamento dinâmico utilizando o teste de causalidade no sentido de Granger, no contexto de uma análise de VAR, ao avaliar a política fiscal da Espanha no período de 1964 a 1998. HUSSAIN (2005) descobriu um efeito unidirecional das despesas governamentais para os tributos no Paquistão numa amostra de 1973 a 2003. Por fim, AFONSO e RAULT (2009) encontraram que despesas conduzem à taxação na Itália, França, Espanha, Grécia e Portugal numa análise de painel para os países que pertencem a União Européia no período de 1960 a 2006.

(2) **Mudanças nas receitas levam a alterações nas despesas.** HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1989) observaram este tipo de vinculação ao analisar um painel de nove anos com informações de 171 governos municipais dos EUA, aplicando técnicas de VAR. DAHLBERG e JOHANSSON (2000) seguiram passos semelhantes no estudo de um painel com governos municipais da Suécia, mas utilizaram valores críticos gerados por *bootstrap* nos testes de causalidade. EITA e MBAZINA (2008) também confirmam uma

---

<sup>2</sup>A definição para receita própria será dada na seção 3.

causalidade unidirecional da tributação para os gastos governamentais, observados na Namíbia no período de 1977 a 2007. AFONSO e RAULT (2009) , por sua vez, verificam que taxaçoão conduz à despesas na Alemanha, Bélgica, Áustria, Finlândia e Reino Unido. No que se refere ao Brasil, LOPES, REBELO e SILVA (2008) verificaram dados mensais que vão de janeiro de 1999 a novembro de 2007 através de modelo de correção de erros (VEC), mostrando que, nos últimos anos, o governo brasileiro utilizou uma política do tipo arrecadar e gastar; e AZEVEDO (2010) também constatou este comportamento intertemporal, tomando por amostra os municípios da região Nordeste no período de 1995 a 2006.

**(3) As receitas e despesas são conjuntamente determinadas.** Este é o caso de MOISIO (2001), que investiga as relações de causalidade sob o impacto de uma reforma no sistema de transferências, no período de 1985 a 1999 para 463 municípios da Finlândia. O sincronismo fiscal foi detectado no período de 1993 a 1999. Um resultado semelhante é encontrado no estudo de NOJOSA (2008), que toma um painel de 12 anos para 1365 governos municipais do Brasil, para captar o impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) de 2000. Foi verificado que receitas e despesas se relacionam mutuamente no período de 2001 a 2006. Um outro estudo é o de HO e HUANG (2009), que utilizam o modelo de correção de erro para 31 províncias chinesas no período de 1999 a 2005, mostrando que existe causalidade bi-direcional entre receitas e despesas.

**(4) Receitas e despesas são independentes.** Este é o caso do modelo de HOOVER e SHEFFRIN (1992), que utilizam dados trimestrais dos EUA no período de 1950 a 1989, onde a ausência de relações entre tributação e gastos é observada a partir do período pós-guerra.

Como foi visto, os diversos trabalhos acima apresentam diferentes modelos e técnicas económetricas para a análise de causalidade temporal no sentido de Granger. Neste estudo, considera-se o modelo de dados em painel dinâmico, que elimina dificuldades com problemas de agregação e traz facilidades nos testes de causalidade no sentido de Granger. Segundo HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1988), a suposição de estacionariedade pode ser relaxada, visto que a teoria de distribuição assintótica para um grande número

de unidades individuais não requer que o VAR satisfaça as condições usuais que descartam raízes unitárias e explosivas.<sup>3</sup> Um outro ponto a destacar é que o teste de causalidade no sentido de Granger é muito sensível à seleção de *lags*. Portanto, uma especificação correta quanto ao número de defasagens no modelo deve ser alcançada para que se possa testar a causalidade com razoável segurança.

## 2.2 Estimando um modelo de dados em painel dinâmico pelo Método Generalizado dos Momentos

Considera-se aqui o modelo de dados em painel dinâmico

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta y_{i,t-2} + \gamma y_{i,t-3} + f_i + u_{i,t} \quad u_{i,t} \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (1)$$

onde  $i = 1, \dots, N$  indica as unidades individuais e  $t = 1, \dots, T$  indica períodos de tempo,  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  são os parâmetros do modelo a serem estimados,  $f_i$  denota um efeito individual e  $u_{i,t}$  é um erro do tipo ruído branco. HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1988) apontam que a restrição na qual a relação temporal de  $y$  é a mesma para cada unidade individual geralmente não é observada na prática, desta forma, busca-se relaxar tal restrição. Além da presença do efeito individual, estes autores argumentam que uma segunda forma para permitir uma heterogeneidade individual em (1) é aceitar que a variancia da inovação nesta equação possa mudar de acordo com as unidades individuais. A idéia aqui é que mudanças na variancia da inovação de um VAR correspondem a alterações na variancia das variáveis, logo, ao considerar que ocorra heterocedasticidade individual na variancia da inovação, permite-se maior heterogeneidade individual na variabilidade de  $y$ . Desta forma, permite-se aqui a presença de heterocedasticidade entre indivíduos na variancia da inovação.

De acordo com NICKELL (1981), modelos dinâmicos com efeitos individuais geram estimativas viesadas, que desaparecem apenas quando  $T$  tende ao infinito.<sup>4</sup> Segundo ANDERSON e HSIAO (1981), toma-se a primeira diferença deste tipo de equação para

<sup>3</sup>Uma breve discussão é dada em HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1988).

<sup>4</sup>Esta dissertação considera um  $T$  muito pequeno, levando em consideração, portanto, a observação acima.



remover o efeito individual do modelo<sup>5</sup>, o que também leva a um processo de média móvel no erro. Através das informações de distribuição do erro em (1), obtém-se a condição de ortogonalidade

$$E[y_{i,s}\Delta u_{i,t}] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,s}(\Delta y_{i,t} - \alpha\Delta y_{i,t-1} - \beta\Delta y_{i,t-2} - \gamma\Delta y_{i,t-3}) = 0 \quad (s = 1, \dots, t-2) \quad (2)$$

o que possibilita a utilização da variável dependente, que é defasada no mínimo em dois períodos, como instrumento para a variável dependente defasada na equação em primeira diferença<sup>6</sup>. No caso em que há mais condições de momento do que parâmetros, utiliza-se o método generalizado dos momentos (MGM) para a estimação do modelo. Seguindo a proposta de HANSEN (1982), considera-se aqui como  $y$  o vetor da variável dependente,  $Z$  é a matriz de instrumentos<sup>7</sup> e  $X$  é a matriz de regressores. O estimador MGM minimiza a função objetivo

$$Q = [y - X\theta]'ZWZ'[y - X\theta] \quad (3)$$

Resolvendo esta função objetivo de forma adequada obtém-se o estimador MGM

$$\hat{\theta}_{MGM} = [(X'ZWZ'X)^{-1}X'ZWZ'y] \quad (4)$$

HANSEN (1982) argumenta que a consistência deste estimador é garantida por qualquer matriz  $W$  simétrica positiva, mas a eficiência não é garantida por um  $W$  qualquer. Para isto a matriz de ponderação deve ser aquela que minimiza a variância assintótica do estimador. Por isto, a estimação é feita em dois passos: no primeiro, obtém-se estimativas consistentes resultantes de um  $W$  arbitrário; no segundo passo, a estimativa resulta de uma matriz de ponderação que utiliza resíduos provenientes do primeiro passo.

---

<sup>5</sup>O modelo diferenciado então será:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha\Delta y_{i,t-1} + \beta\Delta y_{i,t-2} + \gamma\Delta y_{i,t-3} + \Delta u_{i,t}$$

<sup>6</sup>Note que esta é a única restrição imposta para a análise de identificação dos parâmetros. De acordo com HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1988), se outras restrições tais como a ausência de heterocedasticidade individual no erro  $u_{i,t}$  fossem impostas, seria mais simples identificar os parâmetros. Contudo, estas restrições implicariam em homogeneidade individual e temporal na relação entre os diferentes valores de  $y$ . Portanto, impor apenas as condições de ortogonalidade consiste em permitir o máximo de heterogeneidade possível.

<sup>7</sup>Percebe-se que o número de instrumentos cresce ao passo que  $t$  é maior ( $s = 1, \dots, t-2$ ) e portanto  $Z$  é uma matriz bloco-diagonal.

ARELLANO e BOND (1991) sugerem um teste para avaliar a especificação do modelo de dados em painel: a estatística de Sargan, obtida ao colocar o estimador MGM (4) na função objetivo (3). Segundo BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998), a lógica do teste é observar quão próximo o modelo se encontra das condições de momento. A hipótese nula, que afirma que os instrumentos são ortogonais aos erros, possui uma distribuição assintótica qui-quadrado com graus de liberdade equivalente ao número de instrumentos menos o número de parâmetros a serem estimados. Os autores salientam que excluir algum regressor importante para a dinâmica do modelo leva à correlação entre o erro e os instrumentos, fazendo com que a estatística de Sargan rejeite a validade dos instrumentos. Se a 3ª defasagem na equação (1) diferenciada for desconsiderada, por exemplo, certamente esta será captada pelo erro, ou seja,

$$\varepsilon_{i,t} = \gamma \Delta y_{i,t-3} + \Delta u_{i,t} \quad (5)$$

Então, a condição de ortogonalidade (2) neste caso será:

$$E[Z_i \varepsilon_{i,t}] = E[(y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots, y_{i,0})' (\gamma \Delta y_{i,t-3} + \Delta u_{i,t})] \neq 0 \quad (6)$$

o que implica na rejeição da hipótese nula no teste de Sargan. Uma variação deste teste também é utilizada para buscar a melhor especificação do modelo. Inicia-se com uma estrutura de defasagens grande na especificação e calcula-se a estatística de Sargan. Depois o número de *lags* é reduzido e mais uma vez a estatística de Sargan é mensurada para verificar se esta aumentou mais do que pode ser explicado pelos graus de liberdade adicionais. Este é o teste de diferença de Sargan (*ds*), que é a diferença entre os testes de Sargan calculados separadamente e possui a mesma distribuição assintótica da estatística anterior e graus de liberdade igual ao número de graus de liberdade do modelo restrito deduzido os graus de liberdade do modelo inicial<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup>Uma explicação mais rigorosa no que diz respeito à distribuição e aos graus de liberdade do teste pode ser encontrada no apêndice de ARELLANO e BOND (1991).

### 2.3 *Bootstrap* e MGM

Alguns trabalhos anteriores<sup>9</sup>, através de experimentos de Monte Carlo, indicam que os testes para estimadores MGM tendem a rejeitar a hipótese nula verdadeira com muita frequência quando pequenas amostras são utilizadas. Uma possível forma de corrigir tal problema nos testes seria a utilização de valores críticos gerados por *bootstrap*. Segundo BERGSTRÖM (1999), a idéia básica deste método é utilizar a amostra original como se fosse a população: logo o estimador de um parâmetro obtido por tal amostra seria considerado aqui como o verdadeiro valor do parâmetro. A partir da amostra empírica, geram-se novas amostras com o mesmo tamanho, mas não com a mesma composição, onde cada observação apresenta uma probabilidade de  $1/N$  para ser gerada, no qual  $N$  é o tamanho da amostra. Para cada nova amostra gerada por *bootstrap*, obtém-se um novo parâmetro estimado, que em média será igual ao parâmetro populacional<sup>10</sup> e um novo teste é calculado. Após repetir este processo várias vezes, obtém-se uma distribuição dos testes que é gerada ao tomar as características dos dados na amostra original, impondo a restrição de que a hipótese nula é verdadeira.

BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998) porém alertam que tal método não funciona muito bem quando MGM é utilizado. Isto acontece porque as condições de ortogonalidade levadas em conta na hipótese nula do teste de Sargan não acontecem, visto que as condições de momento das amostras geralmente não são zero quando o seu modelo é sobreidentificado (o número de instrumentos é maior que o número de parâmetros estimados), característica esta que obviamente está presente na estimação por MGM. Estes autores então argumentam que se os momentos são diferentes de zero, o objetivo aqui é na verdade rejeitar a hipótese nula. O problema é que no caso onde a amostra original possui condições de momento longe de zero, as amostras produzidas por *bootstrap* resultarão em estatísticas de teste com valores muito altos<sup>11</sup>; logo os valores críticos gerados por *bootstrap* serão altos, já que tais valores resultam das próprias

<sup>9</sup>Ver BROWN e NEWEY (1995), HALL e HOROWITZ (1996), BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998), e DAHLBERG e JOHANSSON (2000).

<sup>10</sup>Como já foi falado anteriormente, é importante destacar que o verdadeiro parâmetro neste procedimento foi obtido pela estimação da amostra empírica, que aqui é considerada como a população.

<sup>11</sup>Para compreender isto, basta ter em mente que a função objetivo  $Q$  em (3) será pequena apenas se as restrições de momento em (2) estão próximas de sua realização.

estatísticas de testes geradas por *bootstrap*. Dado que os valores críticos gerados por tal método são altos, a distribuição da estatística do teste se encontra descentralizada e deslocada para a direita, fazendo com o teste raramente rejeite a hipótese nula. No sentido de buscar uma versão alternativa do método de *Bootstrap* para recentralizar a distribuição do teste, dois estudos são resenhados logo abaixo.

### 2.3.1 Brown e Newey

Visando solucionar o problema do MGM com o *bootstrap* tradicional, BROWN e NEWAY (1995) produzem suas amostras de modo que cada observação apresente um percentual individual,  $p_i$ , para ser gerada, ao invés de todas as observações possuírem a mesma probabilidade. Tais probabilidades indicam o quanto as condições de ortogonalidade são realizadas em cada caso, impondo assim as condições de momento. A probabilidade  $p_i$  é obtida ao resolver o problema de maximização:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{p_1, \dots, p_N} \sum_{i=1}^N \ln(p_i), \text{ sujeito a } p_i > 0; \\ \sum_{i=1}^N p_i = 1; \\ \sum_{i=1}^N p_i m(Z_i, \hat{\theta}_{MGM}) = 0. \end{aligned} \tag{7}$$

onde  $m(Z_i, \hat{\theta}_{MGM})$  é um vetor de condições de momento obtido pela estimação MGM sobre a mostra original. Segundo seus criadores, este estimador alternativo da distribuição dos dados é o mais eficiente nos casos em que há informações disponíveis apenas das condições de momento. BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998) confirmam tal assertiva, porém ressaltam que este método se limita apenas a procedimentos de teste sem modificação, como é o caso do teste de Sargan, mas que não pode ser utilizado para o teste de Sargan em diferença.

### 2.3.2 Hall e Horowitz

Diferente do estudo anterior, HALL e HOROWITZ (1996) continuam criando amostras a partir dos dados originais, onde cada observação é gerada com probabilidade de  $1/N$ . A diferença da versão tradicional é que eles recentralizam as condições de momentos em

torno de seus valores empíricos e as utilizam na estimação por MGM e na formação dos valores críticos gerados por *bootstrap*. As condições de momentos recentralizadas são:

$$\tilde{m}^b(\theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N m(Z_i^b, \theta) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N m(Z_i, \hat{\theta}_{MGM}) \quad (8)$$

onde o sobrescrito  $b$  indica uma amostra gerada por *bootstrap*,  $Z_i^b$  é uma matriz de instrumentos considerando a amostra de *bootstrap*,  $Z_i$  também é uma mesma matriz de instrumentos, mas agora considerando a amostra original,  $\theta$  é o vetor de parâmetros a ser estimado, e  $\hat{\theta}_{MGM}$  é o parâmetro estimado com a utilização da amostra inicial. A função objetivo a ser minimizada neste método é

$$Q^b = \tilde{m}^b(\theta)' W \tilde{m}^b(\theta)$$

da qual se obtém o estimador por MGM para a amostra gerada e, por fim, a estatística de Sargan por *bootstrap*. Note que  $W$  é uma matriz de ponderação cujas características já foram observadas na seção anterior.

Em seu trabalho, BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998) comparam a eficiência dos testes para estes dois métodos alternativos através de simulação e concluem que ambos apresentam melhor performance que os resultados obtidos quando os valores críticos assintóticos são considerados. Um outro ponto verificado é que o método de Brown e Newey apresenta melhores resultados no que diz respeito à correção da distribuição do teste, porém já foi notado acima que este é ineficiente para testar alterações no modelo; logo, este estudo considera o método desenvolvido por Hall e Horowitz nas próximas seções quando valores críticos gerados por *bootstrap* forem utilizados, visto que uma das questões de interesse aqui é a possível redução de defasagens na especificação do modelo.

### 3 Dados

A amostra utilizada foi obtida através das Finanças do Brasil (FINBRA), que trata-se de um relatório final dos dados contábeis dos estados e municípios divulgados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), responsável pela consolidação de informações. Esta obtém tais informações por meio do Sistema de Coleta de Dados Contábeis (SISTN), desenvolvido pela Caixa Econômica Federal.

Para este estudo, consideram-se as contas públicas dos municípios brasileiros no período de 2000 a 2008, totalizando no último período observado deste trabalho 5050 municípios onde as variáveis analisadas foram as Despesas Correntes, as Transferências Correntes e as Receitas Próprias. A tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas. De acordo com o plano de contas da STN, as Despesas Correntes são compostas pelo custo com Pessoal e Encargos Sociais, Juros e Encargos da Dívida e Outras Despesas Correntes. As Transferências Correntes envolvem as Transferências Intergovernamentais provenientes de Instituições Privadas, do Exterior, de Pessoas, de Convênios e, por fim, Transferência para o Combate à Fome. Define-se aqui Receita Própria como as Receitas Correntes, extraída a Transferência Corrente, sendo constituída pelas Receitas Tributárias, de Contribuição, Patrimonial, Agropecuária, Industrial, de Serviços e Outras Receitas Correntes.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, 2000 - 2008, Brasil

estatística	despesa	receita	transferência
média	1376,50	140,33	1203,21
desvio-padrão	1030,98	157,45	608,50
mínimo	57,12	2,12	277,75
máximo	24738,46	4685,45	6773,72

*Fonte:* resultados elaborados pelo autor.

A divisão entre receita própria e transferência corrente é a mesma de estudos anteriores

que analisaram dados semelhantes<sup>12</sup>: as transferências intergovernamentais podem afetar a variável dependente de uma maneira diferente dos demais componentes das receitas correntes, presentes aqui nas receitas próprias. Um exemplo é a possível presença do efeito *flypaper*, que aponta um maior acréscimo nas despesas correntes, em termos monetários, originário do aumento de uma unidade nas transferências correntes em comparação à mesma elevação monetária nas receitas próprias.

As mais diversas distorções nos dados foram encontradas, tais como a presença de crescimento ou queda nas contas governamentais em mais de 500% de um ano para o outro, a presença de transferências correntes com cifras maiores que aquelas encontradas nas receitas correntes, gerando receitas próprias negativas em alguns municípios, entre outros. Para reduzir prováveis problemas provenientes de tais erros e omissões, foram feitas três triagens, utilizadas também por NOJOSA (2008), em vista da semelhança entre as amostras de ambos os estudos. Foram excluídos:

- i. os municípios cujas transferências correntes foram maiores que as suas receitas correntes;
- ii. os municípios que não possuíam informações em alguns dos anos analisados<sup>13</sup>; e
- iii. os municípios que manifestaram um aumento anual em mais de 300% em quaisquer das variáveis em análise.

As unidades monetárias foram deflacionadas pelo IGP-DI, tomando por ano-base o último ano do período estudado (2008), para assim expurgar meras variações nos preços; e as observações são todas *per capita* no intuito de desconsiderar quaisquer variações que dizem respeito apenas a oscilações demográficas. Além dos municípios brasileiros, serão considerados também para a análise empírica apenas os municípios da região Nordeste como uma segunda amostra, visando encontrar algum comportamento dinâmico que venha a ser divergente daquele verificado na amostra nacional. A tabela 2 expõe as estatísticas sumárias apenas para esta região.

---

<sup>12</sup>Ver HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1989), DAHLBERG e JOHANSSON (1998), DAHLBERG e JOHANSSON (2000), NOJOSA(2008) e AZEVEDO(2009).

<sup>13</sup>Note aqui que a escolha do período da amostra também funciona como um filtro, já que é a partir da Lei de Responsabilidade Fiscal (2000) que passou-se a haver maior transparência e credibilidade nas contas municipais.

Os dados nas tabelas 1 e 2 já foram deflacionados e divididos pela população dos respectivos municípios. Além disso, observa-se que a amostra da região Nordeste é um subconjunto do primeiro grupo representativo.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, 2000 - 2008, Nordeste

estatística	despesa	receita	transferência
média	1002,14	48,88	913,79
desvio-padrão	719,61	57,73	405,64
mínimo	86,44	2,12	305,40
máximo	9107,44	872,65	4496,38

*Fonte:* resultados elaborados pelo autor.



## 4 Modelo Econométrico

Inicialmente, considera-se o modelo dinâmico<sup>14</sup> para a equação de despesas,

$$S_{i,t} = \alpha_t + \sum_{l=1}^m \beta_l S_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_l R_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l G_{i,t-l} + f_i + u_{i,t} \quad (9)$$

onde  $i = 1, \dots, N (= 1343^{15})$ ; e  $t = m+1, \dots, T (= 9)$ .  $S_{i,t}$ ,  $R_{i,t}$  e  $G_{i,t}$  representam as despesas correntes, as receitas próprias e as transferências correntes, respectivamente<sup>16</sup>.  $\alpha_t$  é uma variável *dummy* que representa um efeito do tempo e  $f_i$  indica um efeito individual latente que intervem de maneira singular em cada município, onde não se sabe ao certo se este é um efeito fixo ou aleatório.  $m$  é o tamanho considerado adequado do *lag* na equação, que ainda será estimada, e  $\beta_1, \dots, \beta_m, \gamma_1, \dots, \gamma_m, \delta_1, \dots, \delta_m$  são os parâmetros dos regressores defasados. Por último,  $u_i$  é um erro do tipo ruído branco. A equação acima, então, diz que o gasto municipal é uma função dos valores defasados das receitas, transferências e das próprias despesas, assim como de efeitos específicos dos municípios e de cada período.

Além da equação (9), serão considerados outros dois painéis dinâmicos que utilizam as receitas próprias e as transferências como variáveis dependentes, formando desta forma o VAR

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} S_{i,t} \\ R_{i,t} \\ G_{i,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_{S,t} \\ \alpha_{R,t} \\ \alpha_{G,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{S,1} & \gamma_{S,1} & \delta_{S,1} \\ \beta_{R,1} & \gamma_{R,1} & \delta_{R,1} \\ \beta_{G,1} & \gamma_{G,1} & \delta_{G,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{i,t-1} \\ R_{i,t-1} \\ G_{i,t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \dots + \begin{bmatrix} \beta_{S,m} & \gamma_{S,m} & \delta_{S,m} \\ \beta_{R,m} & \gamma_{R,m} & \delta_{R,m} \\ \beta_{G,m} & \gamma_{G,m} & \delta_{G,m} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{i,t-m} \\ R_{i,t-m} \\ G_{i,t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_{S,i} \\ f_{R,i} \\ f_{G,i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i,t}^S \\ u_{i,t}^R \\ u_{i,t}^G \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (10)$$

Dado que cada modelo é estimado separadamente, não se faz necessário a utilização da equação (10), algo que poderia ser bastante exaustivo. Com o intuito de eliminar o efeito individual, toma-se a 1ª diferença da equação (9) que resulta em

$$\Delta S_{i,t} = \Delta \alpha_t + \sum_{l=1}^m \beta_l \Delta S_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_l \Delta R_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l \Delta G_{i,t-l} + \Delta u_{i,t} \quad (11)$$

<sup>14</sup>O modelo deste estudo é o mesmo de DAHLBERG e JOHANSSON (2000).

<sup>15</sup>Para a amostra que considera apenas os municípios da região Nordeste, N=304.

<sup>16</sup>As siglas utilizadas aqui ( $S, R, G$ ), vêm dos termos *spendings, revenues e grants*; e tem por objetivo evitar qualquer confusão com o termo dado para a última unidade de tempo, T.

onde  $i = 1, \dots, N (= 1343)$ ; e  $t = m + 2, \dots, T (= 9)$ . Note que  $\Delta S_{i,t} = S_{i,t} - S_{i,t-1}$ , e assim por diante. Mesmo sem a presença de  $f_i$  na equação (11), ainda há o problema de correlação da variável dependente defasada, que se encontra como regressor, com o termo do erro, que agora apresenta um processo de média móvel de 1ª ordem. Utiliza-se então a técnica de variáveis instrumentais, no qual consideram-se as seguintes condições de ortogonalidade:

$$E[S_{i,s}\Delta u_{i,t}] = E[R_{i,s}\Delta u_{i,t}] = E[G_{i,s}\Delta u_{i,t}] = 0 \quad (s = 1, \dots, t - 2) \quad (12)$$

A equação (12) indica que não há correlação entre o erro e os termos contábeis que são utilizados como regressores quando estiverem defasados em dois ou mais períodos, sendo estes utilizados como variáveis instrumentais no lugar da variável dependente defasada presente no lado direito da equação (11).<sup>17</sup>

Observa-se que, pela equação (11), o número de regressores cresce ao passo que  $m$  é maior e o inverso acontece com o número de instrumentos. Para os dados da seção anterior, por exemplo, considerando que  $m = 3$ , o período observado para a estimação será de 2004 a 2008. Então a matriz de regressores do município  $i$  será

$$X_i = \begin{bmatrix} \Delta S_{03} & \Delta S_{02} & \Delta S_{01} & \Delta R_{03} & \Delta R_{02} & \Delta R_{01} & \Delta G_{03} & \Delta G_{02} & \Delta G_{01} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Delta S_{04} & \Delta S_{03} & \Delta S_{02} & \Delta R_{04} & \Delta R_{03} & \Delta R_{02} & \Delta G_{04} & \Delta G_{03} & \Delta G_{02} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \Delta S_{05} & \Delta S_{04} & \Delta S_{03} & \Delta R_{05} & \Delta R_{04} & \Delta R_{03} & \Delta G_{05} & \Delta G_{04} & \Delta G_{03} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \Delta S_{06} & \Delta S_{05} & \Delta S_{04} & \Delta R_{06} & \Delta R_{05} & \Delta R_{04} & \Delta G_{06} & \Delta G_{05} & \Delta G_{04} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \Delta S_{07} & \Delta S_{06} & \Delta S_{05} & \Delta R_{07} & \Delta R_{06} & \Delta R_{05} & \Delta G_{07} & \Delta G_{06} & \Delta G_{05} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

onde  $\Delta S_{03} = S_{i,2003} - S_{i,2002}$ , e assim por diante. Já a matriz de instrumentos para o mesmo local será

<sup>17</sup>Neste estudo será utilizada apenas a 1ª condição de ortogonalidade.

$$Z_i = \begin{bmatrix} S_{02-00} & d_{04} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2004 \\ \mathbf{0}' & 0 & S_{03-00} & d_{05} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2005 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{04-00} & d_{06} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2006 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{05-00} & d_{07} & \mathbf{0}' & 0 & 2007 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{06-00} & d_{08} & 2008 \end{bmatrix}$$

onde  $S_{02-00}$  é o vetor-linha  $[S_{i,2002}, S_{i,2001}, S_{i,2000}]$ , o termo  $d_{04}$  indica uma variável *dummy* que corresponde ao ano de 2004, e assim por diante. Desta forma, haverá 30 condições de momentos e 14 parâmetros a serem estimados<sup>18</sup>. Quando  $m = 2$ , tem-se

$$X_i = \begin{bmatrix} \Delta S_{02} & \Delta S_{01} & \Delta R_{02} & \Delta R_{01} & \Delta G_{02} & \Delta G_{01} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Delta S_{03} & \Delta S_{02} & \Delta R_{03} & \Delta R_{02} & \Delta G_{03} & \Delta G_{02} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Delta S_{04} & \Delta S_{03} & \Delta R_{04} & \Delta R_{03} & \Delta G_{04} & \Delta G_{03} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \Delta S_{05} & \Delta S_{04} & \Delta R_{05} & \Delta R_{04} & \Delta G_{05} & \Delta G_{04} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \Delta S_{06} & \Delta S_{05} & \Delta R_{06} & \Delta R_{05} & \Delta G_{06} & \Delta G_{05} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \Delta S_{07} & \Delta S_{06} & \Delta R_{07} & \Delta R_{06} & \Delta G_{07} & \Delta G_{06} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} e$$

$$Z_i = \begin{bmatrix} S_{01-00} & d_{03} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2003 \\ \mathbf{0}' & 0 & S_{02-00} & d_{04} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2004 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{03-00} & d_{05} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2005 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{04-00} & d_{06} & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & 2006 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{05-00} & d_{07} & \mathbf{0}' & 0 & 2007 \\ \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & \mathbf{0}' & 0 & S_{06-00} & d_{08} & 2008 \end{bmatrix},$$

totalizando 33 condições de momento e 12 parâmetros a serem estimados. Note que mesmo para um tamanho de *lag* menor, o número de variáveis instrumentais é sempre maior que o número de variáveis explicativas, implicando assim na utilização do Método Generalizado dos Momentos (MGM). A condição de momento então será

<sup>18</sup>Estes números são obtidos pela contagem das colunas na matriz de instrumentos e na matriz de regressores, respectivamente.

$$E[Z'\Delta u] = E[Z'(y - X\theta)] = 0 \quad (13)$$

onde  $Z$  é a matriz de instrumentos  $N(T-m-1) \times L$ ,  $\Delta u$  é o vetor de erros  $N(T-m-1) \times 1$ ,  $y$  é o vetor de variáveis dependentes  $N(T-m-1) \times 1$ ,  $X$  é matriz de variáveis explicativas  $N(T-m-1) \times K$  e  $\theta$  é o vetor de parâmetros  $K \times 1$ . No problema da otimização em MGM, o estimador  $\hat{\theta}$  minimiza a forma quadrática ponderada

$$Q = N^{-1}[y - X\theta]'ZWZ'[y - X\theta] \quad (14)$$

onde  $W$  é alguma matriz positiva semidefinida  $L \times L$ . A condição de primeira ordem desta função objetivo, após algumas manipulações, gera o estimador abaixo.

$$\hat{\theta} = [X'ZWZ'X]^{-1}X'ZWZ'y \quad (15)$$

Seguindo a mesma linha de HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN(1988), é preciso estimar a matriz de covariância dos erros transformados,  $Z'\Delta u$ , para obter o estimador MGM. Mas antes, é preciso ter um estimador de  $\theta$  consistente, que aqui é alcançado usando a estimação de dois estágios, ou seja

$$\hat{\theta}_{2SLS} = [(X'Z)(N^{-1}Z'Z)^{-1}Z'X]^{-1}X'Z(N^{-1}Z'Z)^{-1}Zy \quad (16)$$

Usando este estimador no primeiro passo, formam-se os resíduos,  $\Delta\hat{u}$ , para finalmente formular

$$\hat{\theta}_{MGM} = [(X'Z)(N^{-1}Z'\Delta\hat{u}\Delta\hat{u}'Z)^{-1}Z'X]^{-1}X'Z(N^{-1}Z'\Delta\hat{u}\Delta\hat{u}'Z)^{-1}Zy \quad (17)$$

Um ponto relevante no que diz respeito a matriz  $W$  utilizada no estimador MGM (17) é que, no caso de dados em painel, esta matriz permite a presença de heterocedasticidade condicional ou incondicional, bem como a presença de correlação serial condicional ou incondicional. Segundo WOOLDRIDGE (2002), a maneira para aceitar este ambiente é fixando a dimensão-linha de  $Z_i$  e  $\Delta\hat{u}_i$ , onde cada linha destas matrizes correspondem a diferentes períodos de tempo, e considerando que  $N \implies \infty$ . Em outras palavras, considera-se que  $N$  é relativamente grande frente ao tamanho de  $T$ <sup>19</sup>. De acordo com este

<sup>19</sup>Como já foi observado na seção 2, considera-se aqui um  $T$  pequeno e o número de unidades individuais relativamente grande.

autor, não há necessidade de corrigir as correlações entre períodos de tempo que estão afastados um do outro, como é o caso do estimador de Newey e West aplicado problema de séries temporais. Portanto, a necessidade de restrições como homocedasticidade e ausência de correlação serial dos resíduos é irrelevante, visto que a possível ausência destas hipóteses não altera os resultados obtidos neste estudo.

Para avaliar a especificação do modelo inicial, a ser feita na seção 6, a estatística utilizada será o  $Q$  de Sargan, que trata-se de um teste conjunto obtido pela função objetivo (14), onde substitui-se o parâmetro por seu estimador em (17). Esta estatística possui uma distribuição assintótica qui-quadrado com graus de liberdade ( $Gl_Q$ ) igual ao número de variáveis instrumentais, deduzido o número de parâmetros ( $L - K$ ). Ao confrontar uma especificação mais geral com outra formulação mais reduzida, o teste é feito com a utilização da estatística de Sargan em diferença, obtida pela diferença entre os  $Q$ 's de Sargan do modelo restrito e irrestrito, ou seja,

$$sd = Q_R - Q_{IR}$$

A sua distribuição assintótica mais uma vez é  $\chi^2$  e seus graus de liberdade são obtidos pela diferença

$$Gl_{sd} = Gl_{Q_R} - Gl_{Q_{IR}}.$$

Pelas justificativas dadas na seção 2, que serão complementadas pelas investigações da próxima seção, a estimação dos parâmetros e os testes de especificação do modelo também levarão em conta os resultados obtidos a partir da utilização das técnicas de *bootstrap* para gerar novos valores críticos. Pelos motivos também já explicitados no Referencial Teórico, considera-se aqui o método alternativo de *bootstrap* desenvolvido por HALL e HOROWITZ (1996) que utilizam momentos recentralizados em torno do valor empírico para gerar novos valores críticos. Com isto em mente, a nova versão da condição de momento será

$$E[Z'_b \Delta u_b - Z' \Delta \hat{u}] = E[Z'_b (y_b - X_b \theta_b) - Z' (y - X \hat{\theta}_{MGM})] = 0 \quad (18)$$

no qual o subscrito  $b$  indica valores gerados por *bootstrap* e os demais termos vêm dos dados empíricos. Após as mesmas manipulações anteriores, mas agora na função objetivo que considera os momentos recentralizados, o estimador MGM será

$$\hat{\theta}_{MGM}^b = [(X_b' Z_b)(N^{-1} Z_b' \Delta \hat{u}_b \Delta \hat{u}_b' Z_b)^{-1} Z_b' X_b]^{-1} X_b' Z_b (N^{-1} Z_b' \Delta \hat{u}_b \Delta \hat{u}_b' Z_b)^{-1} [Z_b y_b - Z_b' \Delta \hat{u}] \quad (19)$$

É através de (19) que são construídos os novos  $Q$ 's de Sargan, que produzem os valores críticos gerados pelo método de *bootstrap*. Com estes resultados, pode-se agora expor a sequência do procedimento tomado neste estudo, que é idêntico àquele desenvolvido por BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998):

1. Calcule  $Q_3, Q_2, Q_1$  e  $Q_0$ , onde  $Q_i$  é a estatística de Sargan resultante do modelo que considera  $i$  defasagens em sua especificação. Obtidos estes valores, calcule  $sd32, sd21$  e  $sd10$  onde  $sdji$  é a estatística de Sargan em diferença que testa a redução de  $j$  para  $i$  lags, no qual  $sdji = Q_i - Q_j$ . Note que neste primeiro passo todos os resultados são obtidos a partir da amostra empírica.
2. Gere uma amostra através dos momentos recentralizados de *bootstrap* e repita todo o primeiro passo para encontrar  $Q_3^b, Q_2^b, Q_1^b, Q_0^b, sd32^b, sd21^b$  e  $sd10^b$ , no qual  $sdji^b = Q_i^b - Q_j^b$ .
3. Repita (2) para cada amostra *bootstrap*  $p$  vezes, onde  $p$  é o número de iterações de *bootstrap* neste estudo.
4. Ordene os vetores  $Q_3^b, sd32^b, sd21^b$  e  $sd10^b$ , no qual cada vetor possui  $p$  colunas e selecione os valores críticos gerados pelo método de *bootstrap*, nos percentis de interesse para a investigação.
5. Para os resultados assintóticos, o teste é feito confrontando os resultados obtidos em (1) com os valores críticos assintóticos. Para os resultados advindos do *bootstrap*, realiza-se o teste ao usar os resultados de (1) e confrontá-los com os valores críticos obtidos em (4).

## 5 Análise da eficácia dos testes por *bootstrapping*

Antes de discutir a especificação correta em cada uma das três equações, faz-se necessário verificar se as técnicas de *bootstrap* levam a uma melhor performance nos testes sequenciais do que aquela alcançada com a utilização de valores críticos assintóticos. Além disso, é necessário observar o desempenho dessas técnicas frente a diferentes especificações e amostras. Os experimentos serão feitos aqui através de diferentes processos geradores de dados (PGD) que partirão da amostra empírica discutida na seção 3. Tais dados gerados é que serão utilizados para descobrir o verdadeiro *lag* da equação em estudo que, no caso, será a equação de despesas. Para a simulação serão rodadas 400 replicações de Monte Carlo e 200 iterações de *bootstrap*.

No primeiro exame, considera-se que as despesas são uma função de todas as três variáveis com um ano de defasagem, além de uma dummy de tempo, um efeito individual e um ruído branco. O PGD então será:

$$\begin{aligned}\widehat{S}_{i1} &= S_{i1} \\ \widehat{S}_{it} &= \alpha_t + \beta_{11}\widehat{S}_{it-1} + \beta_{21}R_{it-1} + \beta_{31}G_{it-1} + f_i + \varepsilon_{it}, t > 1\end{aligned}$$

onde  $\beta_{11} = 0,2$ ,  $\beta_{21} = -4,2$  e  $\beta_{31} = 0,1$ . Considere também  $\alpha_t \sim NID(0,1)$ ,  $f_i \sim NID(0,1)$  e  $\varepsilon_{it} \sim NID(0,1)$ . Além disso, é importante destacar que  $S_{i1}$ ,  $R_{it}$  e  $G_{it}$  são extraídos da amostra empírica e  $\widehat{S}_{it}$  é um dado gerado. Os valores dos parâmetros são obtidos a partir da regressão do modelo com os dados reais. Em seguida, inicia-se o teste sequencial em um modelo com três defasagens nas variáveis do lado direito. Logo depois o tamanho do *lag* cairá para dois anos nos três termos, então para um ano e, por fim, não haverá mais defasagens. A expectativa aqui é que o teste sequencial indique que o *lag* correto é um, o mesmo do modelo dado como verdadeiro. No segundo teste é considerado como modelo verdadeiro a equação de despesas com o mesmo número de lags que o anterior, mas sem a presença de um dos regressores no intuito de captar alguma alteração nos resultados gerados por *bootstrap*. Seja o PGD:

$$\widehat{S}_{it} = S_{it}$$

$$\widehat{S}_{it} = \alpha_t + \beta_{11}\widehat{S}_{it-1} + \beta_{21}R_{it-1} + f_i + \varepsilon_{it}, t > 1$$

onde  $\beta_{11} = 0,2$ ,  $\beta_{21} = -4,0$  e  $\alpha_t$ ,  $f_i$  e  $\varepsilon_{it}$  possuem a mesma distribuição do experimento anterior. O resultado esperado também é o mesmo (somente um *lag*), independente da ausência de defasagem para as transferências. A tabela 3 exhibe o resultado para estes dois experimentos, considerando como amostra as informações provenientes dos municípios nordestinos, ou seja,  $N = 304$ .

Tabela 3. Teste sequencial: percentual de rejeições da hipótese nula em cada lag.  $N = 304, T = 9$

Estimador	Nominal %	0 lags	1 lag	2 lags	3 lags
Experimento 1: tamanho verdadeiro do lag é 1 para as três variáveis					
Bootstrap	50	0	29,25	32,25	38,5
	20	0,25	74,75	14,25	10,75
	10	1	87,25	6	5,75
	5	4,5	90,75	2	2,75
	1	19,5	79,75	0,25	0,5
Assintótico	50	0	18	24,75	57,25
	20	0,25	50,75	21,5	27,5
	10	0,25	69	15,25	15,5
	5	1	78,75	10,5	9,75
	1	4,25	85	6,75	4
Experimento 2: tamanho verdadeiro do lag é 1 para despesas e receitas e 0 para as transferências					
Bootstrap	50	0	29,25	32,25	38,5
	20	0,25	74,75	14,25	10,75
	10	1	87,25	6	5,75
	5	4,5	90,75	2	2,75
	1	19,5	79,75	0,25	0,5
Assintótico	50	0	18	24,75	57,25
	20	0,25	50,75	21,5	27,5
	10	0,25	69	15,25	15,5
	5	1	78,75	10,5	9,75
	1	4,25	85	6,75	4

*Nota:* A coluna com o verdadeiro tamanho do lag está em negrito.



As próximas investigações utilizam as mesmas duas especificações anteriores, mas agora têm por base todos os municípios brasileiros, ou seja,  $N = 1343$  (ver tabela 4). Outra diferença é que agora  $\beta_{11} = 0,1$ ,  $\beta_{21} = -1,5$  e  $\beta_{31} = -0,4$ ; e  $\beta_{11} = 0,1$ ,  $\beta_{21} = -1,4$  são os parâmetros oriundos da amostra empírica para o terceiro e o quarto experimento, respectivamente. As outras variáveis permanecem com a mesma distribuição.

Tabela 4. Teste sequencial: percentual de rejeições da hipótese nula em cada lag.  $N = 1343, T = 9$

Estimador	Nominal %	0 lags	1 lag	2 lags	3 lags
Experimento 3: tamanho verdadeiro do lag é 1 para as três variáveis					
Bootstrap	50	0	25,75	28,5	45,75
	20	0	70,5	13,5	16
	10	0	84	7	9
	5	0	91,5	3,25	5,25
	1	0,75	96	1,5	1,75
Assintótico	50	0	19,5	26,5	54
	20	0	53,75	20,5	25,75
	10	0	73,5	12,5	14
	5	0	84	8,5	7,5
	1	0,25	93,75	2,75	3,25
Experimento 4: tamanho verdadeiro do lag é 1 para despesas e receitas e 0 para as transferências					
Bootstrap	50	0	25,75	28,5	46
	20	0	70,5	13,5	16
	10	0	84	7	9
	5	0	91,5	3,25	5,25
	1	0,75	96	1,5	1,75
Assintótico	50	0	19,25	26,5	54,25
	20	0	53,5	20,5	26
	10	0	73,5	12,75	13,75
	5	0	84	8,5	7,5
	1	0,25	93,75	2,75	3,25

*Nota:* A coluna com o verdadeiro tamanho do lag está em negrito.

Pelas tabelas 3 e 4 pode-se observar que:

- i. Ao passo que o nível de significância nominal utilizado nos testes aumenta, os valores críticos fornecidos pelas técnicas de *bootstrap* dão melhores resultados que quando se utiliza os valores assintóticos, apresentando assim maior eficiência nos experimentos.
- ii. Os resultados obtidos nos dois primeiros experimentos são os mesmos e resultados muito próximos são gerados entre os dois últimos testes. Portanto, o fato de não haver uma das variáveis explicativas não afeta o teste ao buscar a defasagem correta do modelo, esclarecendo aqui que caso o teste de causalidade no sentido de *Granger* ocorra depois, ele pode ser feito sem a dúvida de se estar manuseando um modelo com defasagem inadequada.
- iii. Os testes que utilizam valores críticos assintóticos apresentam em boa parte das situações maiores *lags* do que o necessário. Nas investigações 1 e 2, o teste sequencial proposto aqui resulta em defasagens maiores que a real em 30,75% dos casos, quando é considerado o valor crítico de 10%; já nos experimentos 3 e 4, este percentual é 26,5%. Se considerado o método de *Bootstrap*, estes percentuais caem para 4,75% dos casos nos experimentos 1 e 2 e 16% nos outros experimentos.
- iv. O número de observações na amostra ( $N$ ), não altera a resposta final dos testes.<sup>20</sup> Independente do uso dos municípios da região Nordeste ou do Brasil, o teste de *bootstrap* exibe resposta favorável com relação ao teste assintótico, principalmente quando se considera os valores críticos usuais na maioria dos estudos (5% e 10%). Com isto em mente, estes serão os valores críticos utilizados para a investigação empírica na próxima seção.

---

<sup>20</sup>Em seu artigo, BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998) relatam que, de acordo com seus testes de simulação, o aumento de  $N$  melhora a performance do teste.

## 6 Resultados Empíricos

Esta seção verifica a especificação do modelo estatisticamente correta com o objetivo de resolver dois pontos principais: o número de defasagens relevantes para explicação da variável dependente e, verificado isto, faz-se o teste de causalidade para avaliar o impacto das variáveis explicativas no modelo. Será observada, além da amostra referente aos municípios brasileiros ( $N = 1343$ ), uma amostra com os municípios apenas da região Nordeste ( $N = 304$ , após os mesmos filtros utilizados anteriormente no âmbito nacional).

As próximas subseções apresentam os testes para a especificação do modelo inicial, redução das defasagens e o teste de causalidade no sentido de Granger, respectivamente. Note que estes testes são sequenciais, por isso a continuidade que se dá em cada uma destas subseções depende das respostas obtidas em cada subseção imediatamente anterior.

Para o teste de especificação inicial do modelo, será considerado o valor crítico de 5%. Buscando evitar a aceitação da hipótese nula quando esta se encontra falsa nos testes para a escolha da defasagem adequada em cada equação, assim como na causalidade de Granger, toma-se o valor crítico de 10% para a averiguação das hipóteses nulas nas subseções 4.2 e 4.3.

### 6.1 Teste de Especificação do Modelo Inicial

Diferentes trabalhos que utilizaram modelos semelhantes tomam como o número inicial de *lags* uma quantidade razoavelmente alta para que não se corra o risco de omitir variáveis defasadas com o impacto relevante sobre a variável dependente estudada. Este procedimento inicial variou de duas defasagens, como nos estudos de NOJOSA (2008) e HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1989), até quatro defasagens, como foi o caso de DAHLBERG e JOHANSSON (1998). Semelhante aos trabalhos de DAHLBERG e JOHANSSON (2000) e HOLTZ-EAKIN, NEWEY e ROSEN (1988), utilizou-se aqui como modelo mais amplo no que diz respeito ao número de defasagens,  $m = 3$ .

Ao verificar o  $Q$  de Sargan para os três painéis dinâmicos, diferenciados apenas pelas variáveis dependentes, consideram-se aqui os valores críticos assintóticos usuais assim

como os valores críticos gerados pela técnica de *bootstrap*. São feitas 200 iterações de *bootstrap*, visto que os resultados obtidos não se diferenciam muito daqueles gerados quando utiliza-se 500 ou 700 iterações, além do primeiro consumir um tempo menor. Em caso de discrepância nos resultados obtidos por valores críticos assintóticos e valores críticos gerados, toma-se como válido este último, em razão dos argumentos dados nas seções anteriores.

Tabela 5. Teste de especificação do modelo inicial (municípios brasileiros):  $m=3$ ,  $T=9$ ,  $N=1343$

Variável dependente	Valores críticos assintóticos			Valores críticos gerados por Bootstrap				
	$Q$	$G_{lQ}$	5%	50%	20%	10%	5%	1%
Despesas	67,6	16	26,3	26	44,1	61	77,2	122,7
Receitas	23,5	16	26,3	48,9	116,2	152,4	178,2	273,3
Transferências	90	16	26,3	24,2	66,4	83,2	100,8	137,6

*Fonte:* resultados elaborados pelo autor.

*Nota:*  $Q$  e  $G_{lQ}$  indicam a estatística de Sargan e seus graus de liberdade, respectivamente.

A tabela 5 apresenta a estatística de Sargan, seguida do grau de liberdade e do valor crítico assintótico de 5% para a distribuição qui-quadrada, bem como os percentis mais relevantes gerados pela técnica de *bootstrap* para momentos recentralizados desenvolvido por BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998), para cada um dos três painéis dinâmicos. Considerando primeiramente todos os municípios brasileiros, observa-se para a equação de despesas, a um valor crítico assintótico de 5%, que o modelo inicial é rejeitado ( $67,6 > 26,3$ ). Ao verificar o mesmo percentual nos valores críticos gerados por *bootstrap*, o que se observa é exatamente o contrário; o modelo inicial não pode ser rejeitado ( $67,6 < 77,2$ ). Resultados semelhantes acontecem no teste do modelo inicial para a equação de transferências: tal modelo não é rejeitado se considerado o valor de 5% gerado por *bootstrap* ( $90 < 100,8$ ); o resultado oposto ocorre no teste que toma os valores críticos

assintóticos ( $90 > 26, 3$ ). Já no caso da equação de receitas, o teste de especificação não rejeita a hipótese nula independente de qual valor crítico venha a ser utilizado.

Quando a amostra escolhida inclui apenas os municípios da região Nordeste (ver Tabela 6), as respostas dadas pelo teste de especificação inicial são as mesmas daquelas que consideram todos os municípios brasileiros. Conclui-se, portanto, que mesmo para um grau de defasagem relativamente alto ( $m = 3$ ), a especificação para os modelos iniciais nas equações de despesas e de transferências é rejeitada quando os valores críticos assintóticos são levados em conta. Em virtude da divergência nos resultados, vale salientar que a continuidade dos testes nas próximas subseções acontecem pela relevância das respostas obtidas quando se considerou os valores críticos gerados por *bootstrap*.

Tabela 6. Teste de especificação do modelo inicial (municípios nordestinos):  $m=3$ ,  $T=9$ ,  $N=304$

Variável dependente	Valores críticos assintóticos				Valores críticos gerados por Bootstrap				
	$Q$	$Gl_Q$	5%	50%	20%	10%	5%	1%	
Despesas	27,5	16	26,3	22,5	37,6	56,6	69,1	107,7	
Receitas	11,3	16	26,3	28,2	162	255,7	350,8	512,7	
Transferências	28	16	26,3	23,8	43,9	56,7	77,7	100,9	

*Fonte:* resultados elaborados pelo autor.

*Nota:*  $Q$  e  $Gl_Q$  indicam a estatística de Sargan e seus graus de liberdade, respectivamente.

## 6.2 Teste de redução das defasagens na especificação do modelo

Nesta seção serão feitos testes sequenciais para avaliar a possibilidade de uma redução nas defasagens presentes no modelo inicial das equações. Como primeiro passo, a hipótese nula diz que a especificação do modelo inicial, composta por três defasagens em cada variável explanatória da equação, pode ser alterada ao reduzir o número de *lags* presentes para dois. Caso haja rejeição da hipótese nula, o modelo inicial é visto como tendo a especificação correta no que diz respeito à quantidade de defasagens necessárias para

definir o comportamento da variável dependente. Caso não se rejeite tal mudança, mais uma vez repete-se o teste, desta vez com a hipótese nula que o número de defasagens do modelo agora pode ser reduzido de duas para apenas uma. O teste continuará até que se rejeite a hipótese nula, ou até que não haja mais nenhuma defasagem como variável explicativa nas equações de despesas, receitas e transferências.

A estatística utilizada para confrontar os modelos irrestrito e restrito é o Q de Sargan em diferença ( $sd$ ) que, como já foi dito, nada mais é que a diferença dos modelos restrito e irrestrito ( $Q_{m-1} - Q_m$ ), onde os graus de liberdade correspondentes são obtidos ao deduzir os graus de liberdade do modelo irrestrito do equivalente para o modelo restrito ( $Gl_{sd} = Gl_m - Gl_{m-1}$ ).

Tabela 7. Teste do tamanho da defasagem (municípios brasileiros):  $m=3$ ,  $T=9$ ,  $N=1343$

Variável dependente	Redução do lag	Valores críticos assintóticos			Valores críticos gerados por Bootstrap				
		$sd$	$Gl_{sd}$	10%	50%	20%	10%	5%	1%
Despesas	$3 \implies 2$	20,5	5	9,24	24,5	58,1	86,7	103,9	169
	$2 \implies 1$	72,4	4	7,78	0,24	1	8	14,1	33
	$1 \implies 0$	53,9	3	6,25	11,9	24,1	36,2	42,6	75,5
Receitas	$3 \implies 2$	4,53	5	9,24	32,2	92	141,5	179,2	363,5
	$2 \implies 1$	13,2	4	7,78	27,7	83,3	134,5	206,1	481,9
	$1 \implies 0$	24,4	3	6,25	31,1	102,7	182,7	255,8	619,2
Transferências	$3 \implies 2$	32	5	9,24	13,9	27,3	34,9	43,4	62,1
	$2 \implies 1$	14,2	4	7,78	2,8	12,5	18,8	27,2	45,1
	$1 \implies 0$	38,8	3	6,25	13,2	32,5	50,9	63,3	93,1

Fonte: resultados elaborados pelo autor.

Nota:  $sd$  e  $Gl_{sd}$  indicam a estatística de Sargan em diferença e seus graus de liberdade, respectivamente.

Tomando primeiramente a equação de receitas, em virtude desta ter sido a única no qual o modelo inicial não foi rejeitado mesmo quando foram considerados os valores

críticos assintóticos da distribuição qui-quadrado, o que se observa na tabela 7, cuja amostra refere-se aos municípios brasileiros, é que para o valor crítico assintótico de 10% a hipótese nula que diz respeito à redução de 3 para 2 no número de *lags* do modelo não pode ser rejeitada ( $4,53 < 9,24$ ). Dando continuidade aos testes, o próximo passo é confrontar o novo modelo irrestrito (agora a equação dispõe apenas de duas defasagens em cada variável explicativa) com o modelo restrito para averiguar a hipótese de redução de dois para um no número de *lags*. Desta vez, a hipótese nula é rejeitada para o mesmo percentual ( $13,2 > 7,8$ ), indicando que duas defasagens são estatisticamente necessárias na especificação da equação de receitas.

Levando em conta agora os percentis gerados pela técnica de *bootstrap*, a confirmação da redução no número de defasagens de três para duas, assim como no teste anterior onde os valores críticos assintóticos foram considerados, também foi obtida. Ao prosseguir com o teste como foi feito previamente, a surpresa foi que a hipótese de redução nas defasagens de duas para uma também não pode ser descartada ( $13,2 < 134$ ). O mesmo acontece ao considerar a possibilidade de ausência de dinâmica na equação de receitas ( $24,4 < 182$ ).

No que diz respeito à equação de despesas para os municípios brasileiros, nota-se que nada se pode dizer sobre a redução de defasagens quando faz-se uso dos valores críticos assintóticos, visto que o próprio modelo inicial da equação foi rejeitado. Por sua vez, tomando os valores críticos gerados, a redução de 3 para 2 defasagens no modelo não pode ser rejeitada a 10% ( $20,5 < 86,7$ ), confirmando por conseguinte a continuação deste mesmo teste. Na diminuição de 2 para 1, a hipótese nula é rejeitada ( $72,4 > 8$ ), confirmando a presença de  $m = 2$  para a especificação da equação de despesas.

Semelhante a equação de despesas, a equação de transferências não oferece respostas estatisticamente relevantes para os testes de diminuição nos *lags*, haja vista que o modelo inicial por si é estatisticamente inválido. Tendo em conta os valores críticos oriundos do *bootstrap*, o primeiro teste de redução (3 para 2) não é rejeitado já que a estatística de Sargan em diferença é menor que o valor crítico gerado para 10% ( $32 < 34,9$ ). Dado que semelhante resultado acontece no teste seguinte ( $14,2 < 18,8$ ), a simplificação de

duas para uma defasagem também não pode ser rejeitada. Finalmente, quando é avaliada a possibilidade de ausência de quaisquer defasagens, a resposta que se obtém é que tal hipótese mais uma vez não pode ser descartada ( $38,8 < 50,9$ ), culminando na inexistência de dinâmica na equação de transferências quando a amostra refere-se aos municípios brasileiros.

Em suma, a equação de receitas é definida como possuindo  $m = 2$  se os valores críticos usuais são utilizados quando os testes são averiguados e para as equações de despesas e de transferências nada se pode inferir, haja vista que os seus modelos iniciais são refutados. Tomando como válidos os valores críticos originários da técnica de *bootstrap*, a equação de despesas apresenta duas defasagens em seu modelo, contudo as equações de receitas e transferências não possuem variáveis explicativas defasadas indicando a falta de dinâmica nestes modelos.

Tabela 8. Teste do tamanho da defasagem (municípios nordestinos):  $m=3$ ,  $T=9$ ,  $N=304$

Variável dependente	Redução do lag	Valores críticos assintóticos			Valores críticos gerados por Bootstrap				
		$sd$	$Gl_{sd}$	10%	50%	20%	10%	5%	1%
Despesas	$3 \implies 2$	26,9	5	9,24	60,7	142,1	211,1	262,5	515,3
	$2 \implies 1$	1,7	4	7,78	5,3	42,7	62,5	92,1	161,6
	$1 \implies 0$	13,1	3	6,25	25,1	78,9	115,5	157,4	305,1
Receitas	$3 \implies 2$	16,1	5	9,24	26,4	145,2	353	594,2	1652
	$2 \implies 1$	4,3	4	7,78	31,4	228,9	627,2	974,4	2718
	$1 \implies 0$	3,2	3	6,25	111,5	4268	5052	5624	8471
Transferências	$3 \implies 2$	7,4	5	9,24	28,6	45,9	60,8	84,4	160,9
	$2 \implies 1$	2,5	4	7,78	22	60,9	79,7	98,4	174,1
	$1 \implies 0$	15,2	3	6,25	2,6	33,1	60,9	102,7	196,4

Fonte: resultados elaborados pelo autor.

Nota:  $sd$  e  $Gl_{sd}$  indicam a estatística de Sargan em diferença e seus graus de liberdade, respectivamente.



Fazendo o mesmo exercício para os resultados da tabela 8 que toma como amostra os dados referentes apenas aos municípios originários da região Nordeste, a equação de receitas permanecerá com a defasagem inicial já que o primeiro teste de redução (3 para 2) é rejeitado a 10% ( $26,9 > 9,24$ ) quando a tabela de distribuição qui-quadrado usual é empregada. Pelo mesmo motivo apresentado acima, nada se pode falar sobre as equações de despesas e transferências tomando estes valores críticos. Quando os percentis dados pelo *bootstrap* são considerados, as hipóteses nulas que confirmam a possibilidade na redução de defasagens são todas aceitas até o ponto em que restam apenas as variáveis dummies como explicativas para as três equações. Observa-se que, são os resultados verificados através da técnica de *bootstrap* os pontos de interesse para o prosseguimento dos testes. Com isto em mente, resta verificar a possível causalidade das variáveis para a equação de despesas.

### 6.3 Teste de Causalidade

Como já foi apresentado no referencial teórico, existem quatro casos de possíveis relações intertemporais entre receitas e despesas. Pelos resultados obtidos na seção anterior, as únicas hipóteses ainda possíveis neste estudo são a (2) e a (4) presentes na subseção 2.1, visto que apenas a equação de despesas permanece com uma estrutura dinâmica em sua especificação. Na maioria dos estudos anteriores, o teste de causalidade no sentido de Granger foi realizado ao confrontar o modelo irrestrito (com todas as variáveis) com um modelo no qual as variáveis excluídas eram retiradas simultaneamente ou então o modelo geral era comparado separadamente com modelos que eliminavam apenas uma das variáveis analisadas.

A idéia desta seção é de um teste sequencial. Como ponto inicial, a variável defasada de transferências é suprimida da especificação na equação de gastos e em seguida as receitas também são excluídas. O inverso também é verificado, ou seja, retiram-se as receitas do modelo mais amplo e logo depois as transferências também são omitidas. O objetivo aqui é observar a relevância de uma das variáveis dentro do modelo na presença e na ausência

da outra variável investigada.

Tabela 9. Teste de causalidade (equação de gastos):  $m=2$ ,  $T=9$ ,  $N=304$

Variável excluída	<i>sd</i>	Valores críticos gerados por bootstrap		
		10%	5%	1%
(i) G	51,2	4,2	12,1	25,1
(ii) G e R	62,2	24,9	32,1	47,2
(iii) R	83	3,6	13,2	24,2
(iv) R e G	30,5	27	36,1	45,7

*Fonte:* resultados elaborados pelo autor.

*Nota:* *sd* indica a estatística de Sargan em diferença.

Considerando o valor crítico para 10% (tabela 9), rejeita-se a hipótese em que exclui-se as transferências ( $51,2 > 4,2$ ), assim como a exclusão das receitas logo após o primeiro teste ( $62,2 > 24,9$ ). Os mesmos resultados são obtidos na ordem inversa de eliminação dos termos, isto é, as hipóteses nulas não são aceitas ( $83 > 3,6$  e  $30,5 > 27$ ). Esta análise elucidada que, independente da sequência, as receitas e transferências não podem ser omitidas da equação de despesas. Portanto, a relação intertemporal que se verifica aqui é que receitas passadas afetam as despesas correntes e esta dinâmica pode ser explicada observando apenas duas defasagens no tempo.

## 7 Conclusões

Este trabalho re-examina a relação intertemporal entre receitas e despesas dos governos municipais do Brasil no período de 2000 a 2008. Para esta análise, a estimação do modelo de dados em painel dinâmico é feito através do Método Generalizado dos Momentos. Contudo, visto que trabalhos anteriores indicaram a rejeição frequente da hipótese nula verdadeira nos testes de especificação do modelo quando valores críticos assintóticos eram utilizados, os testes de causalidade no sentido de Granger poderiam gerar resultados equivocados, dada a sensibilidade deste teste à presença de defasagens erradas. Portanto, este trabalho utilizou valores críticos utilizados pelas técnicas de *bootstrap* desenvolvidas por HALL e HOROWITZ (1996), para realizar investigações de Monte Carlo, comparando os resultados obtidos com aqueles que consideram os valores críticos assintóticos, e para o experimento empírico, através de testes sequenciais desenvolvidos por BERGSTRÖM, DAHLBERG e JOHANSSON (1998).

No que diz respeito aos experimentos numéricos, conclui-se aqui que os testes que consideram os valores críticos assintóticos apresentam maiores defasagens do que deveriam em grande percentual dos casos, enquanto aqueles fornecidos pelas técnicas de *bootstrap* comportam-se relativamente melhor.

Considerando os resultados empíricos, observa-se no estudo que, quando os valores críticos assintóticos são utilizados, as equações iniciais de despesas e transferências são rejeitadas, mesmo para um grau de defasagem alto. Possivelmente, modelos que exibam *lags* mais elevados ainda poderiam ser aceitos, dada a distorção para a direita presente na distribuição da estatística do teste. Tomando como válidos os valores críticos oriundos das técnicas de *bootstrap*, sustenta-se a hipótese que receitas passadas afetam as despesas correntes. Além disso, as transferências passadas também afetam os gastos municipais no período atual. Uma possível justificativa para este comportamento intertemporal pode ser a utilização de tributos para a sustentação e financiamento do dispêndios públicos. Além disso, uma simples observação sobre as estatísticas descritivas das contas municipais indicam a sólida importância das transferências intergovernamentais para custear os gastos de municípios de pequeno porte econômico e baixa arrecadação.

Os estudos para investigação das relações intertemporais entre receitas e despesas utilizando o Método Generalizado dos Momentos em modelos de dados em painel dinâmico são vários. Dentre os trabalhos brasileiros, o que mais se aproxima deste é o estudo de NOJOSA (2008), que utiliza as mesmas variáveis, oriundas da mesma base de dados, para o período de 1995 a 2006. Como já foi observado na seção 2, este estudo verificou a sustentação da hipótese de sincronismo fiscal entre receitas e despesas no período de 2000 a 2006. Contudo, este resultado pode ter sido obtido pelas distorções nos testes de especificação do modelo e de causalidade, provenientes da utilização dos valores críticos assintóticos, fazendo com que os testes rejeitassem a hipótese nula, mesmo que esta viesse a ser verdadeira. Uma forma possível para esclarecer se tal equívoco realmente ocorreu seria a utilização de novos valores críticos gerados por *bootstrap*, a partir da amostra empírica, para assim re-examinar o modelo, no que diz respeito a sua especificação e a presença de causalidade entre as variáveis estudadas. Na realidade, apenas um trabalho desenvolvido na Suécia, do conhecimento do autor, utiliza as ferramentas de *bootstrap* para corrigir problemas que afetam o teste de causalidade, pondo em dúvida os resultados encontrados nos trabalhos anteriores no que tange à causalidade no sentido de Granger. Como proposta inicial, estes trabalhos poderiam ser retomados para considerar possíveis alterações nos resultados e verificar se as técnicas de *bootstrap* fornecem melhor performance nos testes em qualquer ambiente que utilize o MGM.

Como pesquisas a serem feitas posteriormente, se analisará com maior detalhe o papel do efeito *flypaper*, dada a já comentada importância das transferências correntes nas contas dos governos municipais. Outro ponto importante a ser investigado é o acréscimo de uma estrutura de parâmetros variáveis no tempo, o que dificultaria a estimação destes parâmetros, além da comparação entre os resultados obtidos neste caso frente ao caso que considera parâmetros estáveis.

## Referências Bibliográficas

AFONSO, António; RAULT, Christophe. *Bootstrap panel Granger-causality between government spending and revenue in the EU*. Michigan: William Davidson Institute Working Papers Series, wp n. 944, University of Michigan, 2009.

ANDERSON, T.; HSIAO C. *The estimation of the dynamic models with error components*. Journal of the American Statistical Association, n. 76, p. 598-606, 1981.

ARELLANO, M.; BOND, S. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. Review of Economic Studies, v.58, n.2, p. 277-297, abril, 1991.

AZEVEDO, Mauro Jorge M. *A relação dinâmica entre receita e despesa governamentais para região Nordeste*. Fortaleza, 2010, 41 p. (Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia - Mestrado Profissional, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia).

BARRO, R. *On the determination of public debt*. Journal of Political Economy, v. 87, n. 5, pt. 1, p. 940-971, outubro, 1979.

BERGSTRÖM, P. *Bootstrap methods and applications in econometrics: a brief survey*. Suécia: Department of Economics, wp n.2, Uppsala University, 1999.

BERGSTRÖM, P.; DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. *GMM bootstrapping and testing in dynamic panels*. Suécia: Department of Economics, wp n.10, Uppsala University, 1998.

BROWN, B. W.; NEWEY, W. K. *Bootstrapping for GMM*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, Mimeo, 1995.

CASTRO, Francisco de; GONZALEZ-PARAMO, José M.; COS, Pablo Hernández de. *Evaluating the dynamics of fiscal policy in Spain: patterns of interdependence and consistency of public expenditure and revenues*. Espanha: Banco de Espanha Working Papers, wp n. 0103, Banco de Espanha, 2001.

DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. *An examination of the dynamic behaviour of local governments using GMM bootstrapping methods*. Journal of Applied Econometrics, v. 15, n. 4, p. 401-416, jul-ago, 2000.

\_\_\_\_\_. *The revenues-expenditures nexus: panel data evidence from Swedish municipalities*. Journal of Applied Economics, v. 30, issue n. 10, p. 1379-1386, outubro, 1998.

EITA, Joel Hinaunye; MBAZIMA, Daisy. *The causal relationship between government revenue and expenditure in Namibia*. Alemanha: MPRA paper n. 9154, University Library of Munich, 2008.

HALL, Peter; HOROWITZ, Joel L. *Bootstrap critical values for tests based on generalized method of moments estimators*. Econometrica, v. 64, n.4, p. 891-916, julho, 1996.

HANSEN, Lars Peter. *Large sample properties of generalized method of moments estimators*. Econometrica, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, julho, 1982.

HO, Yuan-Hong; HUANG Chiung-Ju. *Tax-spend, spend-tax, or fiscal synchronization: a panel analysis of the Chinese provincial real data*. Taiwan: Journal of Economics and Management, College of Business, Feng Chia University, v. 5, n. 2, p. 257-272, julho, 2009.

HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWHEY, Whitney; ROSEN, Harvey S. *Estimating vector autoregressions with panel data*. Econometrica, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, novembro, 1988.

\_\_\_\_\_. *The revenues-expenditures nexus: evidence from local government data*. International Economic Review, v. 30, n. 2, p. 415-429, maio, 1989.

HOOVER, Kevin D.; SHEFFRIN, Steven M. *Causation, spending, and taxes: sand in the sandbox or tax collector for the welfare state?* The American Economic Review, v. 82, n. 1, p. 225-248, março, 1992.

HUSSAIN, M. Haider. *On the causal relationship between government expenditure and tax revenue in pakistan*. Macroeconomics, EconWPA, n.0509014, 12p., 2005.

LOPES, Denilson Torcate; REBELO, André; SILVA, Cleomar Gomes da. *Arrecadar e gastar ou gastar e arrecadar?* Evidências para o caso brasileiro. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, n. 200807151811030, 2008.

MOISIO, Antti. *Spend and tax or tax and spend?* Panel data evidence from Finnish municipalities during 1985 - 1999. Helsinki: VATT, Valtion Taloudellinen Tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, Discussion Papers 242, 2001.

NICKELL, Stephen. *Biases in dynamic models with fixed effects*. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, novembro, 1981.

NOJOSA, Glauber Marques. *A lei de responsabilidade fiscal e a relação entre receitas e despesas para os municípios brasileiros*. Fortaleza, 2008, 39 p. (Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Mestrado em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia).

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002.