

UMA ANÁLISE DA RELAÇÃO DE LONGO PRAZO ENTRE O CONSUMO PRIVADO E OS GASTOS DO GOVERNO: EVIDÊNCIAS DE PAÍSES DESENVOLVIDOS E EM DESENVOLVIMENTO

Gian Paulo Soave*	Sergio Nahuriko Sakurai [‡]
gianps@fearp.usp.br	sakurai@usp.br
FEARP-USP [†]	FEARP-USP
Departamento de Economia	Departamento de Economia

Julho de 2012

Resumo. Recentemente, a teoria econômica propôs que os efeitos observados dos gastos do governo sobre o consumo privado dependem da interação entre agentes otimizadores e não-otimizadores, dada a restrição de liquidez dos últimos. Este artigo analisa empiricamente tal hipótese estimando modelos de correção de erros em painel (P-ECM) uniequacionais e multiequacionais (P-VECM) para um painel com 48 países, assumindo uma estrutura de fatores comuns e utilizando alguns dos mais recentes procedimentos de cointegração em painel. Sob a hipótese de que em países em desenvolvimento existe uma maior fração de agentes não-otimizadores (restritos ao crédito), analisa-se a existência de efeitos distintos entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os resultados indicam que os gastos do governo *crowds in* o consumo privado no longo prazo e que os efeitos são duas vezes maiores nos países em desenvolvimento relativamente aos desenvolvidos, dando suporte às hipóteses testadas.

Abstract. The recent economic theory proposes that the observed effects of government spending on private consumption depend on the interaction between the optimizing and the non-optimizing agents, i.e., those who are liquidity constrained. This paper empirically analyzes this hypothesis by estimating a panel error-correction model (P-ECM) both uniequational and multiequational (P-VECM) in a panel for 48 countries, assuming a common factors structure and applying some of most recently developed methodologies on panel cointegration. Under the hypothesis that the developing countries have a higher fraction of non-optimizing agents (with credit constraints), the paper analyzes the existence of different effects on developed and developing countries. The results show that the government spending crowds in the private consumption in the long run and that the effects are two times as larger in developing countries as in developed countries, supporting the tested hypothesis.

Palavras-chave. Consumo Privado, Gastos do Governo, Cointegração em Painel, Países Desenvolvidos, Países em Desenvolvimento

Key-words. Private Consumption, Government Spending, Panel Cointegration, Developed Countries, Developing Countries

Classificação ANPEC. Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL. E21, E62, C23, C33

*Mestrando do PPGE/USP-RP

[†]Faculdade de Economia, Administração e Ciências Contábeis de Ribeirão Preto

[‡]Professor Doutor do PPGE/USP-RP

1 Introdução

Por ser um importante componente da demanda agregada, os gastos do governo exercem significativa influência sobre o produto, o emprego e o consumo privado. Com relação aos efeitos sobre o último, uma importante questão é se os gastos são substitutos ou complementos ao consumo privado, no sentido de Edgeworth-Pareto. De modo geral, diz-se que se os consumidores estiverem dispostos a substituir seu consumo por um gasto correspondente do governo, deverá se incorrer no chamado efeito *crowding out*. Contudo, se o consumo do governo complementar o consumo privado, o efeito esperado é o de um aumento no consumo agregado, implicando no chamado efeito *crowding in*.

Entretanto, no que diz respeito aos modelos macroeconômicos, a despeito da teoria econômica reconhecer a importância do problema, os efeitos preditos de mudanças nos gastos do governo sobre o consumo privado carecem de consenso. Por exemplo, as tradicionais visões neoclássica – cujos agentes são assumidos otimizadores (ricardianos) – e keynesiana – cujos agentes são assumidos não-otimizadores – baseiam-se em suposições comportamentais dos agentes econômicos que implicam em efeitos de choques de gastos do governo sobre o consumo privado que não explicam completamente as evidências empíricas.

Os modelos neoclássicos baseados na teoria dos ciclos reais (RBC), apesar de assumirem a existência de efeitos multiplicadores dos gastos sobre o produto – proveniente do aumento do trabalho –, preveem reduções no consumo privado em resposta ao aumento nos gastos do governo devido ao impacto negativo sobre a riqueza dos agentes. Embora o mecanismo de transmissão varie entre os modelos, a suposição comum é a de que os consumidores ricardianos, que suavizariam seu consumo por terem acesso ao mercado de crédito, preveniriam os efeitos negativos sobre sua riqueza futura esperada e, com isso, aumentariam seu nível de poupança no presente. Com efeito, a resposta dos agentes em face do aumento esperado dos impostos no futuro implicaria numa redução de nível de consumo atual.

Por outro lado, modelos com base na teoria keynesiana, tais como o IS-LM, presumem que o aumento nos gastos do governo elevaria o consumo privado como consequência do efeito multiplicador. Isso implica que em tais modelos os agentes teriam comportamento não-ricardiano¹, tomando decisões de consumos baseadas não em sua riqueza ao longo da vida, mas em sua renda atual disponível².

Contudo, tais abordagens teóricas mostraram-se com baixa capacidade preditiva em face dos dados empíricos. A razão, segundo Mankiw (2000), é que modelos macroeconômicos, particularmente considerando a política fiscal, devem assumir estruturas menos restritivas em termos de comportamento dos agentes representativos, acomodando uma forma heterogênea tal que admita tanto agentes restritos, quanto os não restritos ao crédito³.

Tal crítica sugeriu à recente literatura baseada em modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) novo-keynesiana a proposição de modelos econômicos considerando a coexistência de agentes ricardianos e keynesianos numa mesma economia, assumindo que os efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado dependem do grau de heterogeneidade dos agentes, no sentido de que o comportamento otimizador intertemporal dos agentes ricardianos, dada sua característica *forward-looking*, interage com o dos agentes *rule-of-thumb*, de tal forma que tanto a magnitude quanto o sinal de tais efeitos estão relacionados à proporção de cada um destes agentes na economia.

Empiricamente, há certo consenso na literatura atual quanto à existência de efeitos positivos dos gastos do governo sobre o consumo privado, conforme Galí, López-Salido & Vallés (2007) e Tagkalakis (2008) – a magnitude dos efeitos ainda é uma questão sem consenso na literatura. Em linha com a crítica de Mankiw (2000) e com as proposições da literatura novo-keynesiana, as evidências apontam que tanto a magnitude quanto o sinal dos impactos dos gastos refletiriam a interação dos comportamentos dos agentes ricardianos e não-ricardianos na economia. Em suma, a existência de efeitos positivos implica

¹Tal comportamento é chamado na literatura de *rule-of-thumb* e foi introduzido no sentido considerado aqui por (Campbell & Mankiw 1989).

²Nesta visão, a magnitude do efeito dependeria de como impostos e dívidas seriam combinados e usados para financiar o gasto público, com o efeito médio dependendo ainda da resposta do investimento – determinado também pela forma como a política monetária é conduzida (Ver Galí, López-Salido & Vallés (2007) e Horvath (2009).)

³O autor argumenta que em modelos macroeconômicos dinâmicos do tipo Barro-Ramsey e Diamond-Samuelson, assume-se que os indivíduos possuem total acesso aos mercados financeiros, permitindo-lhes suavizar seu consumo ao longo da vida, o que implicaria a neutralidade da política fiscal. Além disso, tais modelos consideram validade a hipótese da renda permanente, sendo que não há um claro suporte em termos de evidências empíricas em favor da mesma

que a restrição à liquidez exerceria papel fundamental na propagação dos choques fiscais, dado que o aumento no consumo dos agentes não-otimizadores mais do que compensaria a redução do consumo dos agentes otimizados.

Nesse sentido, Tagkalakis (2008) observa ainda que a magnitude dos choques dependeria do estado atual do ciclo de negócios. A ideia é que em períodos recessivos, a escassez de crédito implicaria uma menor fração de agentes econômicos capazes de suavizar seu consumo, aumentando o impacto da política fiscal sobre o consumo privado.

Uma implicação lógica deste conjunto de hipóteses é que, se os gastos do governo *crowds in* o consumo privado, em países com mercados de crédito menos desenvolvidos – e com menor nível de compartilhamento de risco – choques fiscais deverão ter maior magnitude relativamente aos países com mercados de crédito suficientemente desenvolvidos. Isso sugere que uma forma de verificar tais hipóteses é comparar empiricamente os efeitos médios dos gastos do governo sobre o consumo privado entre países em desenvolvimento e países desenvolvidos, já que é fato estilizado que nos primeiros, os mercados de crédito são pouco desenvolvidos.

Assim, este artigo procura contribuir com a literatura corrente por meio de dois objetivos. Em primeiro lugar, estimar um modelo de correção de erros em painel (P-ECM) para relação de longo prazo entre os gastos do governo e o consumo privado, já que este acomoda tanto os efeitos de longo, quanto os de curto prazos. A razão é que, embora no longo prazo as forças de mercado prevaleçam, no curto prazo pode haver respostas assimétricas causadas tanto pela interação entre agentes otimizados e não-otimizadores, como também por falhas de mercado como a assimetria de informação.

Em segundo lugar, investigar a existência de possíveis efeitos distintos de gastos de governo sobre o consumo privado entre grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento, sob a hipótese de que nos últimos, a menor restrição ao acesso ao crédito deve implicar maior magnitude de efeitos.

Para tanto, emprega-se alguns dos recentes procedimentos econométricos em painel não-estacionário – que são mais poderosos frente aos problemas intrínsecos aos dados macroeconômicos em painel – sob uma base de dados composta por 48 países, sendo 24 desenvolvidos e 24 em desenvolvimento, no período de 1975 a 2009.

Os resultados obtidos estão em linha com aqueles obtidos pela literatura baseada em séries temporais puras, já que apontam para efeitos positivos de gastos do governo sobre o consumo privado, além de oferecerem suporte à hipótese de que a maior fração de agentes restritos ao crédito em países em desenvolvimento implica em maior magnitude de efeito.

O artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 contém uma breve revisão das literaturas teórica e empírica no contexto deste trabalho. Na seção 3 apresentam-se os dados e a estratégia de estimação utilizados. Os resultados estão dispostos na seção 4, enquanto a seção 5 apresenta as conclusões.

2 Revisão da Literatura

A existência de certo grau de substituíbilidade entre gastos do governo e o consumo privado, implicando no chamado efeito *crowding out*, foi proposta inicialmente por Bailey (1971). A ideia é que muitos bens e serviços ofertados pelo setor público seriam substitutos de bens do setor privado. Barro (1981) incorporou tal conceito ao problema de decisão do agente representativo, introduzindo uma relação linear em sua função de utilidade, de tal forma que o aumento nos gastos do governo implicaria redução de consumo.

Empiricamente, tal a hipótese – somada à teoria da renda permanente – foi testada por Kormendi (1983), com dados dos Estados Unidos. Seus resultados dão evidências de que haveria um mesmo grau de substituição entre consumos privado e público. De modo semelhante, Aschauer (1985) analisa a sensibilidade do consumo e da demanda agregada a escolhas distintas de taxas de impostos, obtendo resultados análogos.

A hipótese de substituíbilidade é contestada por Karras (1994), que testa a existência de substituíbilidade e a complementariedade, assumindo que embora algumas categorias de gastos de governo – como a alimentação escolar – possam substituir o consumo privado, outras devem ser entendidas como complementares – como bens públicos, por exemplo. O resultados obtidos dão evidências de que, em

termos agregados, os efeitos do aumento nos gastos do governo seriam melhor representados no sentido da complementariedade. Ainda, os impactos são funções do tamanho do setor público na economia.

Quanto à dicotomia entre as literaturas neoclássica e keynesiana, Giavazzi & Pagano (1990) busca identificar sob quais condições existiria-se efeitos não-keynesianos em resposta à choques de gastos de governo. O trabalho dá evidências de que tais efeitos dependem do sinal do impulso (se um corte orçamentário, ou expansão de gastos), da magnitude e duração, das condições iniciais da economia e da composição do impulso (investimento ou consumo do governo, transferências etc).

Giavazzi, Jappelli & Pagano (2000) analisa a existência de efeitos não lineares de gastos do governo sobre a economia, em países industrializados e em desenvolvimento. Seus resultados apontam para a existência de efeitos persistentes, positivos e não-lineares em ambos os casos.

Na literatura empírica baseada em VAR destacam-se os trabalhos de Fatás & Mihov (2000), Blanchard & Perotti (2002) e Perotti (2005), que apresentam evidências a favor da hipótese de que o consumo privado reage positivamente aos choques dos gastos do governo. Porém, enquanto Fatás & Mihov (2000) obtém efeito multiplicador estimado maior do que a unidade, Blanchard & Perotti (2002) e Perotti (2005) apontam para multiplicadores pequenos.

A fim de reconciliar a teoria aos dados, a literatura DSGE testa distintos conjuntos de hipóteses, tais como em Ganelli (2005), que desenvolve um modelo para economia aberta capaz de reproduzir os alguns dos efeitos previstos pelos modelos keynesianos sem microfundamentos, em Linnemann & Schabert (2006), que assume que os gastos do governo tem impacto produtivo na economia, em Ganelli (2007), que introduz competição imperfeita, preços rígidos e desvios da equivalência ricardiana, em Galí, López-Salido & Vallés (2007), que apresenta um modelo com agentes heterogêneos e preços rígidos, em Bouakez & Rebei (2007) que assume agentes com formação de hábito e em Colciago (2011), que considera o comportamento *rule-of-thumb* frente a rigidez nominal dos salários e interações entre as políticas monetária e fiscal. As conclusões desta literatura são as de que a correta calibração dos modelos pode levar à predições teóricas semelhantes aos resultados empíricos. Para os testes empíricos, tal literatura, em geral, baseia-se em VAR bayesianos.

Diferentemente da recente literatura baseada em séries temporais puras, a literatura empírica baseada em dados longitudinais não estacionários tem encontrado resultados divergentes.

Ho (2001) testa a hipótese de *crowding out* em um painel com vinte e quatro países da OCDE utilizando procedimento de cointegração em painel e estimando a relação de cointegração a partir do estimador DOLS de Kao & Chiang (2001). Seus resultados indicam que, se se incluir a renda disponível no modelo, a hipótese de *crowding out* não é rejeitada, dando evidências a favor do conceito de substitubilidade. O mesmo experimento é realizado por Kwan (2007), para amostra de países asiáticos entre 1960 e 2002, e por Dahmardeh, Pahlavani & Mahmoodi (2011), em amostra para treze países asiáticos, tendo ambos os autores reproduzido os resultados de Ho (2001).

Anoruo (2005) analisa a substitubilidade e a complementariedade em um painel com vinte e quatro países africanos, utilizando estimador de efeitos fixos (LSDV) e efeitos aleatórios (GLS), obtendo evidências de um grande impacto positivo no consumo privado como resposta à impulsos do governo. Tal análise também foi implementada por Eriksson (2005) em um painel de vinte e três países da OCDE, que, por meio de procedimento CUSUM de cointegração em painel, obtém evidências a favor da hipótese de complementariedade para a maioria dos países analisados, embora tenha havido alguns poucos casos de suporte à hipótese de substitubilidade.

Analisando a existência de efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado em países industrializados e em desenvolvimento, Schclarek (2007) obtém evidências de efeitos keynesianos em ambos os tipos de países, a depender das condições iniciais da economia, como a dívida dos governos e suas necessidades financeiras.

A partir de um painel com dezenove países da OCDE, Tagkalakis (2008) analisa os efeitos da política fiscal sobre o consumo privado em recessões e expansões. Seus resultados dão evidencia de que, nas recessões, dado o aumento da fração de indivíduos com restrição ao crédito, o comportamento de suavizador de consumo diminui, tornando da política fiscal mais eficiente em afetar o consumo privado.

Alessandro (2010) analisa o efeito dos gastos do governo em 20 estados italianos. Utilizando um modelo de correção de erros, o autor encontra evidências de impactos positivos sobre o consumo privado naquele país, com a velocidade de ajustamento significativamente baixa. Além disso, o autor testa a

hipótese de se os gastos do governo contribuem para a produtividade do setor privado naquele país, não obtendo resultados favoráveis.

3 Dados e Estratégia Econométrica

3.1 Dados

Para a execução dos procedimentos de estimação dos efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado, compôs-se uma amostra global a partir de dados em painel contendo 35 observações no tempo com periodicidade anual, no período de 1975 a 2009, para 48 países. A fim de estender a análise e captar possíveis diferenças nos efeitos em países desenvolvidos e em desenvolvimento, a amostra global foi dividida em duas sub-amostras, ambas compostas de 24 países, uma de países em desenvolvimento e a outra de países desenvolvidos, de acordo com a classificação do Banco Mundial⁴.

Tabela 1: Lista de países da amostra global e das sub-amostras

AMOSTRA GLOBAL: 1975 - 2009			
PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO		PAÍSES DESENVOLVIDOS	
África do Sul	Índia	Alemanha	Grécia
Argélia	Jamaica	Austrália	Holanda
Bolívia	Jordânia	Bahamas	Hungria
Botsuana	Mauritânia	Barbados	Islândia
Brasil	México	Bélgica	Itália
Colômbia	Papua N. Guiné	Canadá	Japão
Costa do Marfim	Paraguai	Coreia do Sul	Luxemburgo
Costa Rica	Peru	Dinamarca	Noruega
Egito	Senegal	Espanha	Nova Zelândia
Equador	Suriname	Estados Unidos	Portugal
Guiana	Tunísia	Finlândia	Reino Unido
Fiji	Venezuela	França	Suécia

Notas: Amostra Global: N=48; T=35; Observações = 1680

Sub-amostras: N=24; T=35; Observações = 840

Fonte: Elaboração dos autores.

Deste modo, tem-se um total de 1680 observações para a amostra global, sendo 840 para cada sub-amostra. A tabela 1 apresenta os países selecionados. A maioria dos trabalhos que analisam efeitos de gasto do governo sobre o consumo privado em painel utiliza dados da International Financial Statistics (IFS), do Fundo Monetário Internacional, ou do OECD Economic Outlook, que dispõe de dados apenas de países membros da OCDE. Contudo, devido à limitação de dados disponíveis para a amostra de países de baixa renda, optou-se pelos dados da Penn World Table (PWT) e do World Development Indicators (WDI), do Banco Mundial. Assim, o principal critério para a construção da amostra total e das sub-amostras levou em conta a disponibilidade de dados, já que alguns dos procedimentos econométricos a serem implementados são sensíveis à presença de *missings*.

As variáveis de interesse são o consumo privado, a renda disponível e o consumo final do governo em cada país da amostra. A renda disponível foi construída a partir da séries do PIB disponível na PWT, líquido das receitas do governo sobre bens e serviços, do WDI. O consumo privado e o consumo final do governo foram obtidos na PWT. Todas as variáveis estão expressas em dólares de 2005, corrigidas pela PPP sob os critérios da PWT, e são utilizadas em logaritmo.

3.2 O modelo de correção de erros

Tradicionalmente, a análise dos efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado em painel é baseada em procedimentos uniequacionais que levam em conta apenas o nível das séries, como no caso

⁴A classificação baseia-se no critério de renda, sendo os países de alta renda considerados países desenvolvidos e os países de média e baixa renda considerados países em desenvolvimento.

do estimador DOLS. Há, entretanto, alguns problemas estruturais com esse tipo de análise. Para ilustrar, considere-se o seguinte modelo de regressão em painel em nível:

$$c_{it} = a_i + \beta g_{it} + \gamma y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que $c_{it} \sim I(1)$ e $\Delta g_{it} = u_{it}^g$ e $\Delta y_{it} = u_{it}^y$ são processos estacionários. Os resíduos da estimação da equação (1) são dados por:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{it-1} + \nu_{it} \quad (2)$$

Se $|\rho| < 1$, diz-se que as séries são cointegradas. Entretanto, conforme Kremers, Ericsson & Dolado (1992), a forma em (1) impõe a restrição de que os parâmetros de curto e longo prazos sejam os mesmos, resultando num problema conhecido como restrição de fatores comuns. Mesmo que tal restrição não seja válida, os erros estimados serão estacionários, caso as séries sejam cointegradas, levando à conclusão de que os parâmetros estimados são válidos, do ponto de vista econométrico.

Contudo, conforme sucintamente discutido na seção de introdução, do ponto de vista econômico, a especificação de uma forma com correção de erros para estimar a relação de longo prazo entre os gastos do governo e o consumo privado parece ser mais adequada, já que a existência de heterogeneidade de agentes, além de um contexto de informação assimétrica, resultaria em comportamentos distintos entre o curto e o longo prazos. No curto prazo, o comportamento *looking forward* sob informação assimétrica dos agentes ricardianos contrastará com o comportamento *rule-of-thumb* dos não-ricardianos, num ajustamento possivelmente incompleto, enquanto no longo prazo as forças de mercado deverão se sobressair e a assimetria de informação deverá deixar de exercer efeito sobre a decisão dos agentes. Assim, o coeficiente sobre o nível dos gastos do governo retratará o efeito médio de longo prazo sobre o indivíduo médio.

Admitindo-se uma forma ADL (1,1,1) para a expressão (1), captando o comportamento autorregressivo das séries, tem-se:

$$c_{it} = \delta_{10} y_{it} + \delta_{11} y_{it-1} + \delta_{20} g_{it} + \delta_{21} g_{it-1} + \lambda_i c_{it-1} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

A simples reparametrização resulta na forma do P-ECM, dada por:

$$\Delta c_{it} = \alpha_i (c_{it-1} - \phi_{0,i} - \phi_{1,i} y_{it-1} - \phi_{2,i} g_{it-1}) + \delta_{11,i} \Delta y_{it} + \delta_{21,i} \Delta g_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

em que $\alpha_i = -(1 - \lambda_i)$, $\phi_{0,i} = \frac{\mu_i}{1 - \lambda_i}$, $\phi_{1,i} = \frac{\delta_{10} + \delta_{11}}{1 - \lambda_i}$ e $\phi_{2,i} = \frac{\delta_{20} + \delta_{21}}{1 - \lambda_i}$.

É conveniente discutir tal equação sucintamente. O parâmetro α_i mede a velocidade de ajustamento do sistema após um choque. Por construção, se a relação de cointegração existir, a velocidade de ajustamento deve ser tal que $\alpha_i < 0$. A explicação para a negatividade é que como o termo de correção de erros mede os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo na relação entre as variáveis, se o termo entre parênteses for positivo, deverá haver uma correção negativa no período seguinte, num mecanismo tal que o sistema retorne ao equilíbrio. Assim, quanto maior a magnitude de α_i , maior é a velocidade de ajustamento após um choque. Por conseguinte, se $\alpha_i = 0$ ou $\alpha_i > 0$, não há relação de cointegração. Termos em diferença no lado direito da equação captam as mudanças de curto prazo decorrentes dos determinantes da variável dependente.

No contexto uniequacional, a validade da inferência estatística no P-ECM requer que as condições de exogeneidade fraca e ortogonalidade dos erros sejam atendidas. Quanto à última, pode-se atingi-la incluindo-se termos *leads and lags* de modo a decompor-se o termo de erro no sentido dos estimadores DOLS, como proposto em Kao & Chiang (2001).

3.3 Testes de hipótese

A estimação do P-ECM requer determinar a ordem de integração das séries e se existe uma relação de cointegração entre elas. Dado que há três variáveis na equação de interesse, deve-se determinar, além disso, o *rank* de cointegração, assim como a existência homogeneidade dos parâmetros de longo prazo no painel e a condição de exogeneidade fraca.

No contexto de painel com variáveis macroeconômicas, as séries devem apresentar correlação entre si, refletindo efeitos de transbordamentos de políticas, choques globais etc. Estes fatores comuns, se ignorados, podem tanto invalidar a inferência estatística, quanto tornar os estimadores inconsisten-

tes⁵. Por essa razão, neste trabalho, optou-se pelo uso de procedimentos econométricos que assumem a presença de fatores comuns nas séries. As subseções a seguir descrevem-nos.

3.3.1 Teste de correlação *cross-section*

É característica de variáveis macroeconômicas serem correlacionadas entre os países. É bem sabido que a omissão de tal correlação leva à distorção das estatísticas devido à presença de *nuisance parameters* nas distribuições dos estimadores.

Para verificar a presença de correlação entre as séries, implementa-se o teste proposto por Pesaran (2004). O teste é baseado em uma média simples dos coeficientes de correlação dos resíduos de uma regressão MQO das séries em pares no painel. Se tais resíduos forem definidos por $e_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i x_{it}$, a estatística CD proposta por Pesaran (2006) é obtida por:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right),$$

em que $\hat{\rho}_{ij}$ é a correlação entre o par de indivíduos i e j .

3.3.2 Testes de raiz unitária na presença de fatores comuns

Para acomodar a presença de correlação nas unidades *cross-section*, procede-se os testes propostos por Pesaran (2007) e Bai & Ng (2004). No primeiro, busca-se modelar os fatores comuns não observáveis, enquanto no segundo tais fatores são estimados e posteriormente expurgados das séries, procedendo-se, então, testes de raiz unitária tanto sobre os fatores comuns, quanto sobre os termos idiossincráticos.

No procedimento proposto por Pesaran (2007), a estratégia é aumentar a equação de regressão pelas médias de corte transversal das variáveis, de modo que tais médias atuem como *proxies* para os fatores comuns. Assume-se a seguinte estrutura, semelhante à ADF, em que as diferenças defasadas são incluídas para acomodar a autocorrelação serial:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=0}^p \beta_{i,j} \Delta y_{it-j} + \lambda_i f_t + v_{it} \quad (4)$$

Embora os fatores comuns f_t não sejam observáveis, as médias *cross-section* das variáveis os contém. Por isso, ao incluí-las na equação de estimação, controla-se o problema de correlação de corte transversal. Para ilustrar o procedimento do teste, considere-se um processo AR(p) para o i -ésimo indivíduo.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=0}^p \beta_{i,j} \Delta y_{it-j} + \varphi_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{i,j} \Delta \bar{y}_{t-j} + v_{it}, \quad (5)$$

em que $\bar{y}_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it-1}$ e $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it-1}$ entram na função de estimação como *proxies* para os fatores comuns não observáveis. A estatística *CADF* (*Cross-sectionally Augmented DF*) é obtida a partir da estatística- t da estimação OLS de ρ_i na equação (5). Ou seja: $CADF_i = t_i(N, T)$.

A estatística em painel do teste, chamada *CIPS*, é uma versão da estatística proposta por Im, Pesaran & Shin (2003) em seu teste IPS baseada na estrutura *CADF*.

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$$

O teste assume a hipótese nula de que as séries são não-estacionárias, contra a alternativa de que apenas uma fração das séries são estacionárias.

Já no procedimento proposto por Bai & Ng (2004), chamado de PANIC (*Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components*), busca-se decompor as séries em painel entre fatores comuns, idiossincráticos e deterministas, de modo que a estrutura obtida permita testar a não-estacionariedade nos termos idiossincráticos, ou nos fatores comuns, ou em ambos. Com isso, é possível determinar a fonte da não-estacionariedade da variável observada.

⁵Ver, por exemplo, Phillips & Sul (2003) e Pesaran (2006)

Para ilustrar, suponha-se uma variável observada X_{it} , em que $t = 1, \dots, T$ e $i = 1, \dots, N$. Considerando-se, por simplicidade, o caso em que as séries individuais possuam apenas uma constante, X_{it} pode ser escrito como:

$$X_{it} = c_i + \lambda_i' F_t + e_{it} = c_i + \sum_{j=1}^r \lambda_{ji} F_{jt} + e_{it}, \quad (6)$$

em que F_t representa os fatores comuns das séries em painel e e_{it} representa o componente idiossincrático, e são assumidos serem gerados por $F_{jt} = \phi_j F_{jt-1} + u_{jt}$ e $e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it}$, em que u_{jt} e ε_{it} são assumidos não correlacionados entre t e i . Tal modelo pode ter até N componentes idiossincráticos, mas, em geral, apenas alguns fatores comuns.

Haverá raiz unitária nos termos individuais se $\rho_i = 1$, ou se existir um ou mais fatores comuns às séries em painel que forem não-estacionários, tal que $\phi_j = 1$. Contudo, se e_{it} for não-estacionário, os coeficientes do sistema serão inconsistentes. Por conta disso, os autores propõem o uso da primeira diferença de X_{it} . Reescrevendo-se a equação (6), tem-se:

$$x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it}, \quad (7)$$

em que f_t e z_{it} são as primeiras diferenças de F_t e e_{it} , respectivamente.

Já que na forma da equação (7) os coeficientes podem ser consistentemente estimados, dois testes são propostos:

$$\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s \quad \text{e} \quad \hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is} \quad (8)$$

em que $\hat{z}_{is} = x_{is} - \lambda_i' \hat{f}_s$. Com isso, os autores sugerem testar se $\rho_i = 1$ sujeito à \hat{e}_{it} com base em algum teste de raiz unitária convencional, como por exemplo um teste ADF tradicional, ou qualquer variação desta estatística. O procedimento final é agrupar as estatísticas individuais, obtendo-se uma estatística para o painel.

3.3.3 Testes de cointegração na presença de fatores comuns

No contexto de modelos com correção de erros, implementa-se dois testes de cointegração em painel capazes de acomodar os fatores comuns. No procedimento proposto por Westerlund (2007), testa-se a existência de um termo de correção de erros baseado numa estrutura que acomoda heterogeneidade tanto nas relações de curto, quanto de longo prazos.

A formulação geral do teste na forma de correção de erros, simplificada para o caso com apenas uma variável explicativa, é a seguinte:

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (9)$$

em que $d_t = (1, t)'$ são os componentes determinísticos, com $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$ seus vetores associados, e a ordem *leads and lags* dada por p_i e q_i é permitida variar entre os indivíduos.

A relação expressa pela equação (9) somente será estável se todas as variáveis que a compõem forem estacionárias. Assumindo-se y_{it} e x_{it} processos $I(1)$, então suas diferenças serão estacionárias. Assim, a condição de estabilidade do processo é a existência da relação de cointegração entre y_{it} e x_{it} tal que o termo entre parênteses seja estacionário.

A ideia é testar a significância estatística do parâmetro de α_i . A hipótese nula é a de não existência de um termo de correção de erros, ou seja, $H_0 : \alpha_i = 0$, contra a alternativa $H_1 : \alpha_i < 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, então a hipótese de não cointegração também o será.

Westerlund (2007) propõe quatro estatísticas para o teste:

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad \text{e} \quad G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}(1)} \quad \& \quad P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad \text{e} \quad P_\alpha = T\hat{\alpha}$$

em que $SE(\hat{\alpha}_i)$ é o desvio padrão convencional de α_i , G_α e P_α são indicadas para testes em painéis desbalanceados e as estatísticas G_α e G_τ são estatísticas *group-mean*, enquanto P_α e P_τ são estatísticas *pooled*.

Assim, sob a nula, as estatísticas *pooled* tratam do caso homogêneo, em que todas as séries são cointegradas no painel, enquanto as estatísticas *group-mean* tratam do caso heterogêneo, em que apenas

algumas das séries são cointegradas. As quatro estatísticas são normalmente distribuídas. A robustez dos resultados em face da existência de correlação de corte transversal é alcançada via procedimento de replicações *bootstrap*.

O segundo teste de cointegração visa testar não apenas se as séries são cointegradas, como também o número de vetores cointegrantes no sistema. Para tanto, segue-se o procedimento proposto por Larsson & Lyhagen (2007).

Assumindo uma estrutura de um VAR, com $j = 1, 2, \dots, p$ variáveis em cada unidade de corte transversal, a forma VECM pode ser escrita como:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \sum_{k=1}^{m-1} \boldsymbol{\Gamma}_k \Delta \mathbf{Y}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (10)$$

em que $\mathbf{Y}_t = [\mathbf{y}'_{1,t}, \dots, \mathbf{y}'_{N,t}]'$ e $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\boldsymbol{\varepsilon}'_{1,t}, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}'_{N,t}]'$ são vetores $Np \times 1$, com $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$, e

$$\boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Omega}_{11} & \boldsymbol{\Omega}_{12} & \cdots & \boldsymbol{\Omega}_{1N} \\ \boldsymbol{\Omega}_{21} & \boldsymbol{\Omega}_{22} & \cdots & \boldsymbol{\Omega}_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{\Omega}_{N1} & \boldsymbol{\Omega}_{N2} & \cdots & \boldsymbol{\Omega}_{NN} \end{bmatrix}$$

A existência de ao menos um vetor de cointegração implica que a matriz $\boldsymbol{\Pi}$ tenha posto reduzido. O procedimento proposto por Larsson & Lyhagen (2007) é uma generalização para o caso de painel do procedimento proposto por Johansen (1988). O problema é que, no painel, a correlação entre as séries faz com que o número de parâmetros no VAR cresça exponencialmente conforme $N \rightarrow \infty$. Por essa razão, é necessário impor restrições na estrutura em (10). Uma restrição é a de que as relações de cointegração entre as séries sejam não correlacionadas. Se $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$, tal restrição implica que:

$$\boldsymbol{\alpha} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\alpha}_{11} & \boldsymbol{\alpha}_{12} & \cdots & \boldsymbol{\alpha}_{1N} \\ \boldsymbol{\alpha}_{21} & \boldsymbol{\alpha}_{22} & \cdots & \boldsymbol{\alpha}_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{\alpha}_{N1} & \boldsymbol{\alpha}_{N2} & \cdots & \boldsymbol{\alpha}_{NN} \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_{11} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{\beta}_{22} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \boldsymbol{\beta}_{NN} \end{bmatrix},$$

em que $\boldsymbol{\alpha}$ e $\boldsymbol{\beta}$ são matrizes $Np \times Nr$, em que r é o posto da matriz $\boldsymbol{\Pi}$ e iguala o número de vetores cointegrantes no sistema. A segunda restrição é a de que $N < T$, a fim de que seja possível a estimação de todos os parâmetros. No contexto deste trabalho, já que T é relativamente pequeno, a execução do teste requer dividir as séries em grupos de quatro ou cinco países.

A estrutura do teste permite ainda analisar tanto o caso homogêneo – em que todas as séries possuem o(s) mesmo(s) vetor(es) de cointegração –, quanto o caso heterogêneo. Entretanto, devido à necessidade de se dividir em vários sub-grupos, optou-se por seguir procedimento similar ao proposto em Pesaran & Shin (1999) e Binder & Bröck (2012).

O número de vetores cointegrantes é dado a partir do posto da matriz $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$. Se há r vetores cointegrantes, tem-se que o posto deve ser Nr . Isso sugere testar $\tilde{h}(r) : \text{posto}(\boldsymbol{\Pi}) \leq Nr$, contra $\tilde{h}(p) : \text{posto}(\boldsymbol{\Pi}) \leq Np$, com $r < p$. Como em Larsson & Lyhagen (2007), os valores críticos são construídos por simulação, utilizando uma correção de Bartlett⁶.

3.3.4 Teste de homogeneidade do vetor de cointegração

Para examinar se as relações de longo prazo entre as séries no painel são homogêneas, ou heterogêneas, uma alternativa é implementar um teste Hausman. A intuição por trás da hipótese de homogeneidade na relação de longo prazo entre as séries no painel é a de que os princípios econômicos relativos ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis tendem a ser similares entre os grupos, tais como a condição de arbitragem, tecnologias etc (Breitung 2005).

Se as relações de longo prazo puderem ser aproximadas de forma a serem tratadas como homogêneas, estimações que assumem heterogeneidade serão ineficientes. Denotando por $\boldsymbol{\beta}_{he}$ o vetor com

⁶Sobre informações técnicas, ver Larsson & Lyhagen (2007).

os coeficientes estimados pelo estimador do coeficiente de longo prazo no caso heterogêneo e β_{ho} o do caso homogêneo, a estatística do teste é obtida por meio da seguinte equação:

$$\hat{h} = (\hat{\beta}_{he} - \hat{\beta}_{ho})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{he}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{ho})]^{-1} (\hat{\beta}_{he} - \hat{\beta}_{ho}), \quad (11)$$

em que $\hat{V}(\hat{\beta}_{he})$ e $\hat{V}(\hat{\beta}_{ho})$ denotam estimadores consistentes das matrizes de variância e covariância de β_{he} e β_{ho} , respectivamente.

3.3.5 Teste de exogeneidade fraca

Embora se tenha decomposto o erro da equação de regressão de interesse, a forma ECM no contexto uniequacional somente produzirá estatísticas para inferência válidas acerca dos parâmetros de longo prazo de interesse se a condição de exogeneidade fraca na relação de cointegração for atendida (Urbain 1992). Entretanto, até o presente momento, a análise em painel na forma de correção de erros ainda não dispõe de testes de causalidade baseados em multiplicadores de Lagrange, como no caso de séries temporais. Contudo, pode-se facilmente adaptar o método pós-estimação proposto por Urbain (1992) e testar a significância estatística dos “resíduos” do termo de correção de erros defasado do modelo condicional sobre a diferença das variáveis assumidas fracamente exógenas⁷. Em palavras, regride-se o termo de correção de erros defasado nos modelos assumidos marginais. Convém ressaltar que, se a condição de exogeneidade fraca for atendida, a estimação baseada em procedimento uniequacional produzirá estimações mais eficientes relativamente ao caso multiequacional.

No contexto deste trabalho, seja $\mathbf{Y}_{it} = (c_{it}, g_{it}, y_{it}^d)'$, em que c_{it} , g_{it} e y_{it}^d são ao consumo privado, os gastos do governo e a renda disponível no país i . Considere-se os seguinte modelos assumidos marginais:

$$\Delta g_{it} = \delta'_{g,i} d_t + \alpha_{g,i} \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{g,ij} \Delta g_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{g,ij} \Delta c_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{g,ij} \Delta y_{it-j}^d + e_{g,it} \quad (12)$$

e

$$\Delta y_{it}^d = \delta'_{y,i} d_t + \alpha_{y,i} \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{y,ij} \Delta y_{it-j}^d + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{y,ij} \Delta c_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{y,ij} \Delta g_{it-j} + e_{y,it} \quad (13)$$

em que Δ representa a primeira diferença da série, ξ_{t-1} é o vetor de correção de erros defasado do modelo condicional e as defasagens p_i são definidos pelo critério de informação Akaike. A validade da inferência estatística sobre os parâmetros de longo prazo de interesse requer, portanto, $\alpha_{g,ij} = \alpha_{y,ij} = 0$. Enfatiza-se, entretanto, que o interesse neste trabalho se dá sobre o parâmetro de longo prazo associado aos gastos do governo.

3.4 A estimação da relação de longo prazo

Esta subseção descreve os procedimentos de estimação dos parâmetros de interesse. As classes de estimadores são divididas entre aqueles que admitem por hipótese independência ou dependência entre as unidades de corte-transversal, o que, em última instância, significa assumir a existência de fatores comuns entre as séries no painel. Além disso, ambas as classes podem admitir homogeneidade ou heterogeneidade na relação de longo prazo. Já que a existência de correlação de corte transversal afeta a inferência estatística no painel, as evidências obtidas pelo teste-CD nortearão a escolha da classe de estimadores a ser considerada para fins de análise.

Para explicar os procedimentos, suponha-se o seguinte processo gerador de dados em painel, simplificado sem termos deterministas:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{i0} - \alpha_i (y_{it-1} - \beta_{i1} x_{it-1}) + \alpha_{i2} \Delta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (14)$$

em que $\alpha_i = 1 - \alpha_{i1}$ e $\beta_{i1} = \frac{\alpha_{i2} + \alpha_{i3}}{1 - \alpha_{i1}}$ e $\epsilon_{it} = f_{it} + u_{it}$. f_{it} representa os fatores comuns e u_{it} é assumido i.i.d., com média zero.

A hipótese de independência entre as séries em painel implica assumir $f_{it} = 0$. Dentre esta classe de estimadores, considera-se o estimador *mean-group* (MG) proposto por Pesaran & Smith (1995), além do estimador *pooled mean-group*, proposto por Pesaran & Shin (1999). Já entre os que assumem a existência

⁷Binder & Bröck (2012) propõem testar exogeneidade fraca de modo semelhante, porém num contexto multi-equacional mais geral.

de fatores comuns, considera-se uma versão com ECM do estimador *Common Correlated Effects Mean-Group* (CCEMG), proposto por Pesaran (2006), o *Conditional Pooled Mean-Group* (CPMG), proposto por Binder & Offermanns (2007), além do VECM proposto por Breitung (2005).

Este último é considerado por ser o análogo de (14) na forma multiequacional. Para estima-lo, reescreve-se a equação na forma de um VAR, reparametrizando-a para incluir o termo com correção de erro (VECM), obtendo-se:

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \Psi_i \mathbf{d}_t + \alpha_i \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_{i,j} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

em que \mathbf{y}_{it} é um vetor ($k \times 1$) de variáveis, \mathbf{d}_t é um vetor de termos deterministas, Ψ_i é uma matriz $k \times k$ de coeficientes, α_i , β são análogos à versão em (14) e $\Gamma_{i,j}$ contém os coeficientes de curto prazo do VAR.

Devido à complexidade econométrica e computacional de se estimar a forma em (15), Breitung (2005) sugere uma transformação na equação, tal que:

$$\begin{aligned} \gamma_i' \Delta \mathbf{y}_{it} &= \gamma_i' \alpha_i \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \gamma_i' \varepsilon_{it} \\ \mathbf{z}_{it} &= \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{v}_{it} \end{aligned}$$

com $\mathbf{z}_{it} = (\gamma_i' \alpha_i)^{-1} \gamma_i' \Delta \mathbf{y}_{it}$, $\mathbf{v}_{it} = (\gamma_i' \alpha_i)^{-1} \gamma_i' \varepsilon_{it}$, em que os termos de curto prazo são “*partialled out*” no sentido proposto por Johansen (1988). O problema da correlação de corte transversal é tratado por procedimento similar ao de Newey-West.

Tabela 2: Resumo das características dos estimadores

PAINEL A	
Relações de longo prazo	
HOMOGÊNEA $\beta_i = \beta$	HETEROGÊNEA β_i
PMG, CPMG, VECM	MG, CCEMG
PAINEL B	
Independência nas unidades <i>cross-section</i>	
SIM	NÃO
DFE, MG, PMG	CCEMG, CPMG, VECM

Fonte: Elaboração dos autores.

No caso da hipótese de homogeneidade nas relações de cointegração, assume-se que $\beta_{i1} = \beta_1$. Tal hipótese é admitida pelos estimadores PMG, CPMG e VECM. Já o MG e o CCEMG permitem que todas as relações sejam heterogêneas, implicado serem, contudo, os menos eficientes. A tabela 2 resume as características dos estimadores selecionados para análise.

4 Resultados

Conforme discutido, a presença de dependência nas unidades de corte transversal pode invalidar a inferência estatística e tornar os estimadores inconsistentes. Por essa razão, o processo analítico inicia-se com aplicação do teste-CD de Pesaran (2004) sobre as séries duas a duas, tanto na amostra global, quanto nas duas sub-amostras. A tabela 3 apresenta os resultados, que denotam fortes evidências contrárias à hipótese de independência entre as séries em todos os casos, para todas as variáveis de interesse.

Estes resultados implicam que procedimentos econométricos que não consideram tal tipo de problema requerem maiores cuidados, já que as estatísticas calculadas podem estar distorcidas. Nesse sentido, as evidências fornecidas pelo teste-CD favorecem as escolhas dos procedimentos econométricos selecionados para este trabalho, já que tais resultados favorecem à hipótese de presença de fatores comuns nas séries de interesse.

Como o intuito é a estimação de um modelo com correção de erros, investigou-se a seguir a ordem de integração das variáveis. Procedeu-se os de raiz unitária em painel sob a presença de fatores comuns de Pesaran (2007) e Bai & Ng (2004) discutidos na subseção 3.3.2.

Tabela 3: Teste-CD de Pesaran (2004) de independência nas unidades de corte transversal

AMOSTRA	VARIÁVEL	TESTE-CD	P-VALOR
Global	Consumo	171.03	0.00
	Governo	150.03	0.00
	Renda Disponível	178.80	0.00
Países em desenvolvimento	Consumo	76.81	0.00
	Governo	61.12	0.00
	Renda Disponível	85.71	0.00
Países desenvolvidos	Consumo	93.60	0.00
	Governo	89.47	0.00
	Renda Disponível	91.72	0.00

Nota: H_0 : Séries são independentes nas séries em corte transversal.

Fonte: Elaboração dos autores.

No teste de Pesaran (2007), a ordem de defasagem foi determinada pelo critério de informação Akaike, sendo igual a três. Para implementar o teste proposto por Bai & Ng (2004), primeiramente determinou-se o número de fatores comuns relevantes às séries a partir do critério IC3 definido pelos autores. Com base em tal critério, que resultou na presença de apenas um fator comum em todos os casos, procedeu-se a fatoração de Bai & Ng (2004) e testou-se, a partir de um teste ADF, a presença de raízes unitárias tanto nos fatores, quanto nos termos idiossincráticos “*pooled*”. Os resultados estão expressos na tabela 4. Todos os testes implementados baseiam-se na hipótese nula de não-estacionariedade.

Tabela 4: Testes de Raiz Unitária Sob Presença de Fatores Comuns

	PESARAN (2007)	BAI E NG (2004)	
	A	B	C
CONSUMO			
Países em desenvolvimento	-0.55 (0.29)	-0.91 (0.95)	-2.26 (0.43)
Países desenvolvidos	3.75 (1.00)	0.60 (0.99)	-1.32 (0.87)
Global	0.20 (0.58)	-0.39 (0.98)	-2.32 (0.40)
GOVERNO			
Países em desenvolvimento	0.31 (0.62)	-1.70 (0.83)	-0.96 (0.90)
Países desenvolvidos	2.25 (0.98)	1.43 (1.00)	1.99 (1.00)
Global	0.87 (0.80)	-1.03 (0.93)	-2.02 (0.56)
RENDA DISPONÍVEL			
Países em desenvolvimento	1.60 (0.94)	1.99 (1.00)	1.45 (1.00)
Países desenvolvidos	5.49 (1.00)	-0.48 (0.97)	0.31 (0.99)
Global	0.98 (0.83)	0.53 (0.99)	0.90 (1.00)

Notas: p-valor entre parênteses. A: Teste de Pesaran (2007) baseado em sua distribuição truncada com defasagens determinadas pelo critério de informação Akaike (=3) e tendência determinista; B: Teste ADF baseado na decomposição de Bai e Ng (2004) sobre os fatores comuns, com o número de fatores $r=1$ determinado pelo critério IC3; C: Teste ADF baseado na decomposição de Bai e Ng (2004) sobre os erros idiossincráticos com $r=1$.

Fonte: Elaboração dos autores.

Nos testes implementados, a hipótese nula não é rejeitada em nenhum dos casos. Diante de tais evidências, pode-se inferir que a fonte de não-estacionariedade das séries de todas as variáveis de interesse se deve à presença de fatores estocásticos. Além disso, de acordo com a decomposição de Bai & Ng (2004), todas as variáveis apresentam não-estacionariedade provenientes tanto de fatores comuns, quanto de fatores idiossincráticos. Diante de tais evidências, conclui-se que as séries de interesse são todas $I(1)$ ⁸.

Implementou-se, então, os testes de cointegração em painel descritos na subseção 3.3.3. Tanto no teste de cointegração de Westerlund (2007), quanto no de Larsson & Lyhagen (2007), o critério de informação Akaike determinou a escolha das defasagens para as equações de cointegração. Como a metodologia de Westerlund (2007) baseia-se em modelos uniequacionais, incluiu-se também uma estrutura *leads* nos modelos, para garantir a condição de ortogonalidade dos erros.

A tabela 5 apresenta os resultados do procedimento proposto por Westerlund (2007). O critério

⁸Implementou-se os testes sobre as diferenças das séries, concluindo-se serem estacionárias. Estes resultados não foram reportados, mas estão disponíveis sob solicitação.

Akaike determinou que a especificação da forma com ECM não incluiria termos deterministas na relação de cointegração. Note-se que os p-valores robustos à correlação de corte transversal divergem do p-valor do teste comum, devendo-se considerar os primeiros em detrimento dos segundos. Para a amostra global e as duas sub-amostras, rejeitou-se a hipótese nula de não existência de um termo de correção de erros ao nível de significância estatística de 5% em todas as estatísticas do teste. Assim, o teste de Westerlund (2007) indica que as séries são cointegradas.

Tabela 5: Testes de Cointegração de Westerlund (2007)

	ESTAT.	VALOR	Z-VALOR	P-VALOR	P-VALOR ROB.*
Países em desenvolvimento	$G\tau$	-1.85	-2.22	0.01	0.03
	$G\alpha$	-6.99	-1.05	0.14	0.02
	$P\tau$	-10.81	-4.68	0.00	0.04
	$P\alpha$	-8.25	-5.75	0.00	0.02
Países desenvolvidos	$G\tau$	-2.37	-4.65	0.00	0.00
	$G\alpha$	-8.25	-2.17	0.01	0.00
	$P\tau$	-8.91	-3.25	0.00	0.03
	$P\alpha$	-5.84	-3.34	0.00	0.02
Global	$G\tau$	-2.10	-4.76	0.00	0.00
	$G\alpha$	-7.27	-1.83	0.03	0.00
	$P\tau$	-14.90	-6.33	0.00	0.03
	$P\alpha$	-7.89	-7.61	0.00	0.01

Notas: H_0 : Não há cointegração. Kernel de Bartlett definido pela regra $4(T/100)^{\frac{2}{9}} \approx 3$.

* p-valor robusto obtido com base em 5.000 replicações *bootstrap*.

Fonte: Elaboração dos autores.

Uma limitação deste teste é assumir a existência de apenas um vetor de cointegração. Devido à possibilidade de até dois vetores, implementou-se o procedimento proposto por Larsson & Lyhagen (2007). Para a execução do teste de *rank*, dividiu-se as sub-amostras em cinco grupos em cada⁹, já que tal teste não é computacionalmente factível quando o numero de unidades de corte-transversal aumenta.

Ordenou-se as séries na forma de vetores autorregressivos com correção de erros (VECM), sendo que a escolha de defasagens proposta pelo critério Akaike foi de um para todos os grupos, sem presença de tendência determinista na relação de cointegração. A tabela 6 denota os resultados obtidos. De acordo com o teste, a 5% de significância estatística, as séries são cointegradas, existindo apenas um vetor de cointegração entre os países de cada grupo construído.

Já que as séries são cointegradas e pela existência de apenas um vetor de cointegração entre elas, procedeu-se os experimentos de interesse de acordo com a subseção 3.4, evitando-se incorrer no problema de regressão espúria.

O primeiro experimento é analisar o sinal dos efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado assumindo-se uma estrutura de correção de erros. Nesse estágio, a análise se restringe-se à amostra global. Dada a existência de correlação de corte transversal, reporta-se os resultados dos estimadores MG e PMG apenas para referência.

A tabela 7 expõe os valores estimados. Tanto os estimadores uniecuacionas, CCEMG e CPMG, quanto o VECM, resultaram invariavelmente em efeitos positivos para a relação de longo prazo, sendo a velocidade de ajustamento negativa e estatisticamente significativa, como esperado – a exceção fica por conta do VECM de Breitung, que, por construção, não estima tal parâmetro. Para decidir sobre as estimativas obtidas, o passo seguinte é determinar se as relações de longo prazo no painel podem ser consideradas homogêneas, ou heterogêneas. Baseado na estratégia exposta na subseção 3.3.4, o teste de Hausman não rejeitou a hipótese nula, indicando que os estimadores CCEMG e CPMG são sistematicamente iguais. Portanto, para fins analíticos, considera-se os estimadores CPMG e o VECM.

Os coeficientes de longo prazo associados aos gastos do governo foram significantes à 5% em ambos os casos considerados. Para o CPMG, um choque positivo de gastos do governo elevaria o consumo em 17,9%, enquanto no VECM o efeito seria de 19,2%, uma diferença de apenas 1,3 ponto percentual. Para

⁹Os grupos de países e o critério de construção dos mesmos constam do anexo deste trabalho. Testou-se outras composições de grupos, sendo que os resultados foram invariantes.

Tabela 6: Resultados do Teste de *Rank* de Cointegração de Larsson e Lyhagen (2007)

GRUPO	\hat{h}_0	TESTE DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO BARTLETT	TESTE DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO BARTLETT
PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO			PAÍSES DESENVOLVIDOS		
1	$r = 0$	949.12	856.04	1023.42	856.04
	$r \leq 1$	570.02	596.85	606.88	625.06
	$r \leq 2$	238.97	329.21	259.25	347.59
2	$r = 0$	513.77	478.21	975.60	855.34
	$r \leq 1$	279.93	322.87	486.12	615.38
	$r \leq 2$	123.26	167.10	214.33	346.15
3	$r = 0$	856.18	756.38	919.93	856.11
	$r \leq 1$	486.69	617.42	505.48	623.28
	$r \leq 2$	205.88	320.48	228.66	346.77
4	$r = 0$	890.93	856.51	572.89	477.97
	$r \leq 1$	548.96	620.24	309.11	329.51
	$r \leq 2$	245.27	336.00	135.70	184.73
5	$r = 0$	832.29	855.76	1071.34	856.44
	$r \leq 1$	511.36	606.92	556.10	623.48
	$r \leq 2$	235.28	336.91	264.35	356.69

Notas: Procedeu-se, respectivamente, 10.000 e 100.000 replicações *bootstrap* para as estimações das médias de pequenas amostras e dos valores críticos assintóticos utilizados no cálculo dos valores críticos de Bartlett-Corrigidos, obtidos ao nível de significância de 5%.

Fonte: Elaboração dos autores.

o CPMG, a inferência requer que a condição de exogeneidade fraca seja atendida. Por isso, procedeu-se o teste¹⁰ conforme subsecção 3.3.5, que mostra a validade da inferência sobre o parâmetro de interesse.

Tabela 7: Resultados da Estimação do Modelo de Correção de Erros Para a Amostra Global

		MG	PMG	CCEMG	CPMG	VECM(3)
VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO						
$\hat{\alpha}$		-0.385 (0.00)	-0.176 (0.00)	-0.715 (0.00)	-0.522 (0.00)	-
PARÂMETROS DE LONGO PRAZO						
$\hat{\beta}$	g_{t-1}	0.178 (0.15)	0.217 (0.00)	0.233 (0.06)	0.179 (0.00)	0.192 (0.00)
	y_{t-1}	0.913 (0.00)	0.770 (0.00)	0.767 (0.00)	0.632 (0.00)	0.781 (0.00)
PARÂMETROS DE CURTO PRAZO						
$\hat{\alpha}_0$	c_{t-1}	0.136 (0.00)	0.109 (0.00)	0.145 (0.00)	0.143 (0.23)	-
$\hat{\gamma}_{-1}$	Δg_{t+1}	0.047 (0.09)	0.050 (0.02)	0.069 (0.07)	0.088 (0.00)	-
	Δy_{t+1}	0.072 (0.00)	0.049 (0.03)	0.029 (0.44)	0.019 (0.66)	-
$\hat{\gamma}_0$	Δg_t	0.159 (0.00)	0.165 (0.00)	0.193 (0.00)	0.222 (0.00)	-
	Δy_t	0.604 (0.00)	0.560 (0.00)	0.546 (0.00)	0.510 (0.00)	-
$\hat{\gamma}_1$	Δg_{t-1}	0.033 (0.25)	0.021 (0.40)	0.063 (0.11)	0.055 (0.09)	-
	Δy_{t-1}	-0.072 (0.06)	-0.009 (0.73)	-0.164 (0.02)	-0.079 (0.04)	-
	<i>constante</i>	0.170 (0.63)	0.075 (0.00)	0.054 (0.94)	0.563 (0.86)	-
AIC		-8466.00	-8127.05	-9966.46	-9505.29	-5113.60
Teste Hausman		MG PMG (0.63)		CCEMG CPMG (0.65)		-

Notas: p-valor entre parênteses. Ordem *leads and lags* dos estimadores uniequacionais e *lags* do VECM definidas pelo critério AIC. Fonte: Elaboração dos autores.

Os coeficientes de curto prazo também foram positivos e de pequena magnitude. Considerando os resultados obtidos pelo estimador CPMG, a estrutura *leads and lags* foi estatisticamente significativa a 10% e positiva nos parâmetros dos gastos do governo. Contemporaneamente, a elasticidade estimada foi da ordem de 22,2%, ligeiramente mais elevada do que a elasticidade de longo prazo.

Como discutido na subsecção 3.2, a interação entre agentes otimizadores e não otimizadores no

¹⁰Resultados constam da tabela 9 no anexo deste trabalho.

contexto de assimetria de informação pode resultar em diferenças entre curto e longo prazos. Assim, estes resultados proveem evidências de que não apenas a decomposição dos erros proposta se ajusta satisfatoriamente às relações analisadas, como também que a estrutura com correção de erros é capaz de explicar mais adequadamente as relações dinâmicas entre gasto de governo e consumo privado, sugerindo que análises baseadas em estimadores como o DOLS podem sofrer de má especificação, em decorrência da imposição da chamada restrição de fatores comuns.

Por fim, a velocidade de ajustamento evidencia um retorno relativamente lento ao equilíbrio. Isso indica que choques de gastos podem não só ter efeitos positivos, mas também persistentes.

Tem-se, portanto, que os resultados são contrários à hipótese de *crowding out*. Ao acomodar tanto as relações de curto, quanto de longo prazos, os coeficientes estimados foram sempre positivos, invariavelmente ao método de estimação utilizado, sendo os resultados dos estimadores escolhidos considerados robustos dada a estratégia proposta na seção 3.

Os sinais positivos estão em linha com aqueles providos pela literatura baseada em séries temporais puras, sendo, porém, contrários aos da maioria dos trabalhos em painel. Como exposto na revisão de literatura, alguns trabalhos baseados em estimadores como o DOLS em painel obtém evidências a favor da hipótese de *crowding out*. Contudo, as evidências obtidas neste trabalho apontam que a hipótese de igualdade dos efeitos de curto e longo prazo, conforme assumida por estimadores como o DOLS, parece ser bastante restritiva para a análise de efeitos de gasto do governo sobre o consumo privado – isto sugere que a restrição de fatores comuns torna o modelo econométrico subespecificado.

Segue-se, então, para a investigação sobre a existência de possíveis efeitos distintos entre países em desenvolvimento e desenvolvidos. Para tanto, reproduziu-se os experimentos realizados para a amostra global, desta vez para cada uma das sub-amostras descritas na seção 3.1. Em decorrência das evidências de correlação nas unidades de corte transversal e por concisão, as estimações obtidas para os estimadores MG e PMG não são reportadas.

Os resultados estão expressos na tabela 8. Como esperado, em ambas as sub-amostras, os coeficientes de velocidade de ajustamento foram negativos e estatisticamente significantes e os parâmetros de longo prazo associados aos gastos do governo foram positivos, replicando as evidências obtidas pelo experimento com a amostra global.

Tabela 8: Resultados da Estimação do Modelo de Correção de Erros Para Amostra de Países em Desenvolvimento

		CCEMG	CPMG	VECM(3)	CCEMG	CPMG	VECM(1)
		PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO			PAÍSES DESENVOLVIDOS		
VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO							
$\hat{\alpha}$		-0.721 (0.00)	-0.523 (0.00)	-	-0.827 (0.00)	-0.501 (0.00)	-
PARÂMETROS DE LONGO PRAZO							
$\hat{\beta}$	g_{t-1}	0.122 (0.27)	0.209 (0.00)	0.203 (0.00)	0.068 (0.65)	0.109 (0.00)	0.108 (0.00)
	y_{t-1}	0.615 (0.00)	0.678 (0.00)	0.810 (0.00)	0.773 (0.00)	0.759 (0.00)	0.822 (0.00)
PARÂMETROS DE CURTO PRAZO							
$\hat{\alpha}_0$	c_{t-1}	0.091 (0.18)	0.070 (0.20)	-	0.275 (0.00)	0.242 (0.00)	-
$\hat{\gamma}_{-1}$	Δg_{t+1}	0.057 (0.21)	0.063 (0.13)	-	0.072 (0.30)	0.058 (0.25)	-
	Δy_{t+1}	-0.011 (0.83)	-0.022 (0.71)	-	0.064 (0.06)	0.030 (0.46)	-
$\hat{\gamma}_0$	Δg_t	0.204 (0.00)	0.112 (0.03)	-	0.232 (0.01)	0.189 (0.00)	-
	Δy_t	0.568 (0.00)	0.558 (0.00)	-	0.499 (0.00)	0.501 (0.00)	-
$\hat{\gamma}_1$	Δg_{t-1}	0.001 (0.98)	0.007 (0.86)	-	0.047 (0.39)	0.061 (0.20)	-
	Δy_{t-1}	-0.124 (0.08)	-0.055 (0.33)	-	-0.108 (0.14)	-0.134 (0.04)	-
	<i>constante</i>	-0.058 (0.96)	-0.103 (0.89)	-	-1.881 (0.03)	-0.249 (0.41)	-
AIC		-4221.82	-3979.95	-5813.88	-5325.70	-5611.87	-2185.81
Teste Hausman		CCEMG CPMG (0.69)			-	CCEMG CPMG (0.75)	

Notas: p-valor entre parênteses.

Fonte: Elaboração dos autores.

Para auxiliar a compreensão, reporta-se primeiramente os resultados dos testes de homogeneidade da relação de cointegração para ambas as sub-amostras. Como no caso global, nos experimentos sobre as sub-amostras, os testes de homogeneidade do vetor de cointegração também não rejeitaram a hipótese nula. Por essa razão, concentra-se nos resultados obtidos pelos estimadores CPMG e VECM, que são mais eficientes.

Entre as sub-amostras, os termos de velocidade de ajustamento obtidos por meio do estimador CPMG resultaram bastante próximos entre si e ao caso global, replicando as evidências de que choques sobre o vetor de cointegração têm duração semelhante entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Estes resultados sugerem, portanto, que os efeitos médios de choques de governo são global e homogeneamente persistentes.

Atentando-se aos efeitos de longo prazo, os coeficientes sobre os gastos do governo foram positivos em ambas as sub-amostras. Observa-se que os resultados nos parâmetros de interesse obtidos pelos estimadores uniequacionais foram bastante próximos daquele obtidos pelo VECM, sugerindo que os gastos do governo são fracamente exógenos no vetor de cointegração. A tabela 9 constante do anexo deste trabalho atesta esta conclusão.

Reproduzindo – como esperado – os resultados obtidos para a amostra global, o coeficiente de longo prazo associados aos gastos do governo foi invariavelmente positivo. Para a sub-amostra de países em desenvolvimento, os resultados apontam para uma elasticidade de 20%, tanto na estimação baseada no CPMG, quanto no VECM. Já para a sub-amostra de países desenvolvidos, os valores estimados foram da ordem de 10%.

Como no caso da amostra global, tais resultados denotam impactos pequenos de choques de gastos sobre o consumo privado. Contudo, eles apontam para uma evidente diferença de magnitude entre as sub-amostras: choques de gastos de governo teriam praticamente o dobro de impacto em países em desenvolvimento relativamente aos países desenvolvidos. O aumento U\$D1,00 elevaria o consumo privado nos países em desenvolvimento em U\$D 0,20, enquanto nos países desenvolvidos, em apenas U\$ 0,10.

Estes resultados, portanto, fornecem suporte à hipótese de que o sinal e a magnitude dos gastos do governo estão associados à existência de restrição à liquidez, já que é sabido que os mercados de crédito em países em desenvolvimento são bastante incipientes comparativamente aos dos países desenvolvidos. Dentro do arcabouço lógico considerado, tais resultados podem ser vistos como evidências de que os efeitos sobre os agentes não-otimizadores mais do que compensa os efeitos sobre os agentes otimizadores, sendo que a positiva, porém, pequena, magnitude resultante do efeito médio de longo prazo – comparativamente aos impactos provenientes da renda disponível –, se deve à interação entre os tipos de agentes.

Mais do que isso, os resultados obtidos sugerem que em países em desenvolvimento, os governos têm maior capacidade de afetar positivamente o bem-estar dos agentes – via variação positiva no consumo – relativamente aos países desenvolvidos.

5 Conclusões

Neste trabalho, analisou-se a relação dinâmica de longo prazo entre o consumo privado e os gastos do governo em um painel com 48 países entre 1975 a 2009. De acordo com as contribuições mais recentes em teoria macroeconômica, o sinal e a magnitude dos efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado dependem da proporção de agentes ricardianos e não-ricardianos (com restrição ao crédito) na economia.

No contexto deste tipo de heterogeneidade de agentes, a existência de informação assimétrica pode levar a efeitos distintos entre o curto e o longo prazo. Por essa razão, estimou-se o coeficiente de longo prazo da relação dinâmica entre o consumo privado e os gastos do governo a partir de estruturas uniequacionais e multiequacionais reparametrizadas para acomodar um vetor de correção de erros em painel, levando-se em conta tanto variações nos termos de longo prazo, quanto nos termos de curto prazo, usando alguns dos mais recentes procedimentos para painéis não-estacionários, que visam acomodar a correlação nas unidades de corte transversal.

Os resultados obtidos trazem novas contribuições à literatura sobre o tema. Em primeiro lugar, o modelo com termo de correção de erros mostrou-se bastante apropriado, dado que os efeitos de curto e longo prazos foram heterogêneos. Isto sugere, portanto, que a restrição de fatores comuns imposta por estimadores como o DOLS não deve se aplicar às relações entre o consumo privado e os gastos do governo.

Em segundo lugar, tanto em termos globais, considerando-se a amostra como um todo, quanto para o grupo de países em desenvolvimento e o de desenvolvidos separadamente, os resultados obtidos fornecem fortes evidências contra a hipótese de que os gastos do governo *crowds out* o consumo privado. No sentido proposto pela recente literatura teórica, estes resultados sugerem que, em termos globais, após um choque positivo de gastos do governo, o aumento no consumo dos agentes com comportamento não-ricardiano mais do que compensa a redução no consumo dos agentes ricardianos, sendo em particular baixa a magnitude do efeito resultante.

Em última instância, isso indica que a política fiscal é capaz de produzir efeitos keynesianos sobre o consumo privado na presença de heterogeneidade de agentes, no sentido de que a política fiscal pode ser um instrumento efetivo para estimular o consumo privado, ainda que o impacto seja relativamente baixo. Além disso, tais resultados indicam que os gastos do governo podem ser vistos como complemento ao consumo privado em termos globais.

Visando aprofundar a investigação, uma maneira de se analisar os efeitos da restrição de liquidez no contexto considerado é verificar a existência de efeitos distintos dos gastos de governo sobre o consumo privado em países desenvolvidos e em desenvolvimento dado que, nesses últimos, há uma maior quantidade de agentes com restrição ao crédito. Por isso, como extensão do estudo, dividiu-se a amostra global em duas sub-amostras, sendo uma com 24 países desenvolvidos e outra com 24 países em desenvolvimento e reproduziu-se sobre elas os experimentos realizados sobre a amostra global.

Neste segundo experimento, os resultados obtidos trazem uma contribuição adicional à literatura, pois indicam que choques de gastos de governo em países em desenvolvimento produzem impactos duas vezes maiores do que em países desenvolvidos, corroborando a hipótese de que a restrição à liquidez têm papel fundamental na propagação dos choques de gastos. Além disso, estes resultados indicam que, em países em desenvolvimento, a capacidade dos governos em afetar o bem-estar dos agentes parece ser maior.

Conjuntamente, os resultados obtidos fornecem evidências favoráveis as hipóteses de que o sinal e a magnitude dos efeitos dos gastos do governo estão associados à interação entre agentes restritos e os não restritos ao crédito. Nesse sentido, sugerem, além disso, que uma possível explicação para a baixa magnitude dos impactos deve-se justamente à interação entre os agentes otimizadores e não-otimizadores, já que o impacto sobre cada um deles se dá de forma contrária, e a magnitude resultante representa o efeito médio sobre os agentes no agregado.

Finalmente, a velocidade de ajustamento indicou que choques na relação de longo prazo têm efeitos persistentes e tal persistência tende a ser globalmente homogênea, dada a semelhança entre os parâmetros estimados para os países desenvolvidos e em desenvolvimento. Isso sugere que choques do governo tem capacidade de estimular o consumo de forma relativamente duradoura.

Referências

- Alessandro, Antonello. 2010. “How Can Government Spending Affect Private Consumption? A Panel Cointegration Approach.” *European Journal Of Economics, Finance and Administrative Sciences* 18(18).
- Anoruo, Emmanuel. 2005. “Government spending and private consumption among select African countries: a panel data approach.” *Indian Journal of Economics and Business* 4(2):249–256.
- Aschauer, D.A. 1985. “Fiscal policy and aggregate demand.” *The American Economic Review* 75(1):117–127.
- Bai, J. & S. Ng. 2004. “A PANIC attack on unit roots and cointegration.” *Econometrica* 72(4):1127–1177.
- Bailey, M.J. 1971. *National income and the price level: a study in macrotheory*. Vol. 0 McGraw-Hill.
- Barro, R.J. 1981. “Output effects of government purchases.” *Journal Of Political Economy* 89(6):1086–1121.
- Binder, Michael & CJ Offermanns. 2007. “International investment positions and exchange rate dynamics: a dynamic panel analysis.”
- Binder, Michael & Susanne Bröck. 2012. Chapter 4 On the Relation Between Investment and Economic Growth : New Cross-Country Empirical Evidence On the Relation Between. In *Economic Growth and Development*. V. 11 ed. Emerald Group Publishing Limited chapter 4, pp. 43–86.
- Blanchard, Olivier & R. Perotti. 2002. “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output.” *Quarterly Journal of Economics* 117(4):1329–1368.
- Bouakez, Hafedh & N Rebei. 2007. “Why does private consumption rise after a government spending shock?” *Canadian Journal of Economics* .
- Breitung, J. 2005. “A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data.” *Econometric Reviews* 24(2):151–173.
- Campbell, J.Y. & N.G. Mankiw. 1989. “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence.”
- Colciago, Andrea. 2011. “Rule of Thumb Consumers Meet Sticky Wages.” *Journal of Money, Credit and Banking* 43(2).
- Dahmardeh, Nazar, Mosayeb Pahlavani & Majid Mahmoodi. 2011. “Government Spending and Private Consumption in Selected Asian Developing Countries.” *International Research Journal of Finance and Economics* 64(64).
- Eriksson, Å. 2005. “A Panel Cointegration Analysis of the Relation between Private and Government Consumption.”
- Fatás, A. & I. Mihov. 2000. *The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence*. INSEAD.
- Galí, Jordi, J. David López-Salido & Javier Vallés. 2007. “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption.” *Journal of the European Economic Association* 5(1):227–270.
- Ganelli, Giovanni. 2005. “The new open economy macroeconomics of government debt.” *Journal of international Economics* 65(1):167–184.
- Ganelli, Giovanni. 2007. “The Effects of Fiscal Shocks on Consumption: Reconciling Theory and Data.” *The Manchester School* 75(2):193–209.
- Giavazzi, F. & M. Pagano. 1990. “Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries.” *NBER Macroeconomics Annual* 5(January):75–122.
- Giavazzi, F., T. Jappelli & M. Pagano. 2000. “Searching for non-linear effects of fiscal policy: evidence from industrial and developing countries.” *European Economic Review* 44(7):1259–1289.
- Ho, Tsung-wu. 2001. “The government spending and private consumption: a panel cointegration analysis.” *International Review of Economics & Finance* 10(1):95–108.
- Horvath, Michal. 2009. “The effects of government spending shocks on consumption under optimal stabilization.” *European Economic Review* 53(7):815–829.
- Im, K.S., M.H. Pesaran & Y. Shin. 2003. “Testing for unit roots in heterogeneous panels.” *Journal of econometrics* 115(1):53–74.

- Johansen, Soren. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12:231–254.
- Kao, Chihwa & M.H. Chiang. 2001. "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data." *Science* 15:179–222.
- Karras, G. 1994. "Government spending and private consumption: some international evidence." *Journal of Money, Credit and Banking* 26(1):9–22.
- Kormendi, R.C. 1983. "Government debt, government spending, and private sector behavior." *The American Economic Review* 73(5):994–1010.
- Kremers, JJM, NR Ericsson & Juan J. Dolado. 1992. "The power of cointegration tests." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54:325–348.
- Kwan, YK. 2007. The direct substitution between government and private consumption in East Asia. In *Fiscal Policy and Management in East Asia, NBER-EASE*. Vol. 16 of *NBER Chapters* National Bureau of Economic Research pp. 45–58.
- Larsson, Rolf & Johan Lyhagen. 2007. "Inference in Panel Cointegration Models With Long Panels." *Journal of Business & Economic Statistics* 25(4):473–483.
- Linnemann, Ludger & Andreas Schabert. 2006. "Productive Government Expenditure in Monetary Business Cycle Models." *Scottish Journal of Political Economy* 53(1):28–46.
- Mankiw, N.G. 2000. "The savers-spenders theory of fiscal policy." *American Economic Review* 90(2):120–125.
- Perotti, R. 2005. "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries." *Reproduction* (168).
- Pesaran, M.H. 2004. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge working papers in economic n. 0435. University of Cambridge, Faculty of Economics.
- Pesaran, M.H. 2006. "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure." *Econometrica* (October 2002).
- Pesaran, M.H. 2007. "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence." *Journal of Applied Econometrics* 22(2):265–312.
- Pesaran, M.H. & Ron Smith. 1995. "Econometrics Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels." *Journal of Econometrics* 68:79–113.
- Pesaran, MH & Yongcheol Shin. 1999. "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels." *Journal of the American Statistical* 94(446):621–634.
- Phillips, PCB & Donggyu Sul. 2003. "Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence." *The Econometrics Journal* 6(June 2002):217–259.
- Schclarek, Alfredo. 2007. "Fiscal policy and private consumption in industrial and developing countries." *Journal of Macroeconomics* 29(4):912–939.
- Tagkalakis, A. 2008. "The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions." *Journal of Public Economics* 92(5-6):1486–1508.
- Urbain, Jean-pierre. 1992. "On weak exogeneity in error correction models." *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics* 2(54):187–208.
- Westerlund, Joakim. 2007. "Testing for Error Correction in Panel Data." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6):709–748.

A Anexos

A.1 Testes de exogeneidade fraca

Tabela 9: Resultados dos Testes de Exogeneidade Fraca

		GLOBAL	PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO	PAÍSES DESENVOLVIDOS
TESTES SOBRE ξ_{t-1}				
$\hat{\alpha}_{g,ij}$	Δg_{it}	-0.032 (0.22)	-0.002 (0.96)	0.032 (0.40)
$\hat{\alpha}_{y,ij}$	Δy_{it}	0.011 (0.61)	0.042 (0.11)	0.002 (0.09)

Notas: Estimações das equações (12) e (13) baseadas no estimador CCE. p-valor do teste de significância estatística entre parênteses.

Fonte: Elaboração dos autores.

A.2 Lista de países e grupos para o teste de Larsson e Lyhagen (2007)

Tabela 10: Lista de países e grupos para o teste de Larsson e Lyhagen (2007)

	GRUPO 1	GRUPO 2	GRUPO 3	GRUPO 4	GRUPO 5
PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO	Botsuana	África do Sul	Bolívia	Argélia	Costa Rica
	Costa do Marfim	Brasil	Colômbia	Honduras	Guiana
	Egito	Índia	Equador	Jamaica	Mauritânia
	Senegal	México	Paraguai	Jordânia	Suriname
	Tunísia		Peru	Papua Nova Guiné	Venezuela
PAÍSES DESENVOLVIDOS	Dinamarca	Austrália	Bélgica	Bahamas	Alemanha
	Finlândia	Coréia do Sul	Grécia	Barbados	Espanha
	Luxemburgo	Islândia	Hungria	Canadá	França
	Noruega	Japão	Itália	Estados Unidos	Holanda
	Suécia	Nova Zelândia	Portugal		Reino Unido

Notas: Critério de formação dos grupos levou em conta, principalmente, a localização geográfica dos países, excetuando-se o caso dos BRICS. Testou-se outras combinações, porém os resultados foram invariantes.

Fonte: Elaboração dos autores.