

Efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado: Evidências de países desenvolvidos e em desenvolvimento♦

Gian Paulo Soave

Doutorando – Universidade de São Paulo (USP/IPE)
Endereço: Av. Professor Luciano Gualberto, 908 – Butantã – São Paulo/SP
CEP: 05508-010 – E-mail: gianps@usp.br

Fábio Augusto Reis Gomes

Professor – Universidade de São Paulo (FEARP/USP)
Endereço: Av. Bandeirantes, 3900 - Monte Alegre – Ribeirão Preto/SP
CEP: 14040-905 – E-mail: fabiogomes@fearp.usp.br

Sergio Naruhiko Sakurai

Professor – Universidade de São Paulo (FEARP/USP)
Endereço: Av. Bandeirantes, 3900 - Monte Alegre – Ribeirão Preto/SP
CEP: 14040-905 – E-mail: sakurai@usp.br

Recebido em 21 de outubro de 2014. Aceito em 04 de novembro de 2015.

Resumo

Recentemente, os efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado tem sido analisados por meio de modelos macroeconômicos em que parte dos agentes suavizam seu consumo intertemporalmente, enquanto os demais, restritos ao crédito, consomem baseados na renda disponível. Sob esta abordagem, argumentamos que existe uma relação de cointegração entre consumo privado, gasto do governo e renda disponível que nos permite analisar se o gasto do governo *crowds in* ou *crowds out* o consumo privado. Estimamos tal relação para 48 países usando modelos de correção de erros em painel com fatores comuns e, sob a hipótese de que em países em desenvolvimento é maior a proporção de agentes não otimizadores, analisamos a existência de efeitos distintos entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os resultados indicam que o gasto do governo *crowds in* o consumo privado no longo prazo, e que os efeitos são maiores nos países em desenvolvimento relativamente aos desenvolvidos.

Palavras-Chave

Consumo privado. Gastos do governo. Cointegração em painel. Países desenvolvidos. Países em desenvolvimento.

Abstract

Recently, the effects of government spending on private consumption have been analyzed through macroeconomic models in which a fraction of agents smooth their intertemporal consumption while the others, the credit constrained ones, consume based on its disposable income. Under this approach, we argue that there is a cointegration relation between private consumption, government spending, and disposable income that allows us to analyze whether government spending crowds in or crowds

♦ Fábio Augusto Reis Gomes agradece ao CNPq pelo financiamento parcial deste projeto e Gian Paulo Soave agradece à CAPES pela bolsa de mestrado.

out private consumption. We estimated this relation for 48 countries using panel error-correction models accounting for common factors and, under the hypothesis that the developing countries have a higher fraction of non-optimizing agents, we analyzed the existence of different effects on developed and developing countries. The results show that government spending crowds in the private consumption in the long run and that the effects are larger in developing countries relatively to developed countries.

Keywords

Private consumption. Government consumption. Panel cointegration. Developed countries. Developing countries.

JEL Classification

E21. E62. C23. C33.

1. Introdução

De acordo com o Princípio da Equivalência Ricardiana (PER), o governo não é capaz de estimular a demanda por meio do aumento de gastos financiados via emissão de títulos. Isso decorreria do processo de otimização dos agentes que, ao internalizarem que o governo teria que aumentar futuramente os impostos, reduziriam o consumo (corrente) para suavizá-lo intertemporalmente. Assim, esta redução geraria a poupança necessária para pagar o aumento futuro dos impostos. No entanto, este princípio é alvo de debate entre os economistas, especialmente porque ele depende de hipóteses restritivas. Os consumidores precisariam entender como as mudanças no padrão de gastos e de impostos do governo os afetariam ao longo de toda vida e, além disso, deveriam ser capazes de alterar seus hábitos de consumo em função dessas mudanças. Não por acaso, a discussão sobre os impactos do gasto do governo sobre a economia parece ser sempre atual.

Neste debate, Bailey (1971) teve um papel importante ao propor que o gasto do governo exerce impacto direto sobre o consumidor via preferências. A hipótese fundamental é a de que o consumo privado e os bens e serviços oriundos do gasto do governo seriam substitutos, implicando uma conclusão similar àquela do PER.¹ No entanto, ao invés de impor tal hipótese, é possível investigar empiricamente se o gasto do governo e o consumo privado são substitutos ou comple-

¹ Ao invés de escrever que os bens e os serviços providos pelo governo e o consumo privado são substitutos (complementares), escreveremos apenas que o gasto do governo e o consumo privado são substitutos (complementares).

mentares. Esta foi a abordagem adotada por Karras (1994) e Evans e Karras (1996). Se há evidências de complementariedade, então, a política fiscal expansionista se tornará mais efetiva ao estimular o consumo privado - efeito *crowding in*. No caso oposto, de substituição, o consumo privado se reduz com a expansão dos gastos do governo - efeito *crowding out*.

De todo modo, limitar esta discussão às preferências do consumidor parece demasiado restritivo, pois o ambiente econômico também é relevante. Por exemplo, em um modelo de agente representativo sem fricções, à *la* Barro-Ramsey, um consumidor *forward-looking* reduziria seu consumo quando o governo aumentasse seus gastos devido ao impacto negativo sobre a sua riqueza (Barro, 1981). Neste caso, seria válido o PER mesmo que o consumo privado e o gasto do governo não fossem substitutos. Por outro lado, em um modelo de gerações sobrepostas (sem herança), à *la* Diamond-Samuelson, cada geração suavizaria seu próprio consumo e a emissão de títulos por parte do governo apenas enriqueceria a geração atual em detrimento da próxima. Neste caso, o PER não seria válido, mesmo que o consumo privado e o gasto do governo não fossem complementares. Ainda, na abordagem keynesiana tradicional, o aumento nos gastos do governo elevaria o consumo privado em virtude do efeito multiplicador.

Segundo Mankiw (2000), esses modelos de agentes representativos e de gerações sobrepostas assumem hipóteses muito restritivas que, por conseguinte, limitam a compreensão dos efeitos da política fiscal. Por esta razão, Mankiw (2000) propôs que sejam usados modelos com agentes heterogêneos nos quais são evitados os casos extremos em que ou o PER é válido ou o gasto do governo sempre exerce impacto real na demanda agregada. Para ilustrar isso, Mankiw (2000) constrói um modelo simples, tomando emprestado a estrutura de Campbell e Mankiw (1989), segundo a qual uma parte dos agentes seguem regras de otimização intertemporal enquanto outra parte consome de acordo com a renda corrente.² Assim, os consumidores otimizadores, intitulos ricardianos, comportar-se-iam como

² Campbell e Mankiw (1989) propuseram este modelo híbrido, mas não investigaram os efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado. Tal modelo foi capaz de capturar o excesso de sensibilidade do consumo à renda identificado previamente por Flavin (1981). A dependência da renda corrente lembra a abordagem keynesiana tradicional, embora este comportamento seja usualmente atribuído à falta de acesso ao crédito (Engelhardt, 1996; Garcia, Lusardi e Ng, 1997; Brady, 2008).

previsto pelo PER, enquanto os demais consumidores, intitulados de não ricardianos, teriam comportamento distinto.

Finalmente, o impacto do gasto do governo sobre o consumo privado agregado dependeria essencialmente da proporção de consumidores não ricardianos. Nesta perspectiva, apenas estimar as preferências do consumidor, como feito por Karras (1994), não seria suficiente para caracterizar os efeitos de longo prazo do gasto do governo sobre consumo privado. Não por acaso, autores como Hatzinikolaou (2000) e Gali, Lopez-Salido e Valles (2007) combinaram as duas abordagens, assumindo a existência de dois tipos de consumidores, e que as preferências podem exibir substituição ou complementariedade entre o consumo privado e o gasto do governo.³

Ao analisar os efeitos de choques de gasto sobre o consumo privado, a literatura empírica baseada em séries temporais encontra evidências de que os choques fiscais tendem à estimular o consumo agregado, não sendo válido o PER (Fatás e Mihov, 2001; Blanchard e Perotti, 2002; Perotti, 2005; Gali, Lopez-Salido e Valles, 2007). No entanto, os resultados dos estudos com dados longitudinais tem sido, por vezes, divergentes. Por exemplo, com respeito a países da OCDE e da Europa, Ho (2001) e Auteri e Costantini (2010) não rejeitaram a hipótese de efeito *crowding out*, enquanto Nieh e Ho (2006) e Eriksson (2005) encontram resultados favoráveis ao efeito *crowding in*. Com relação a outros países, Anoruo (2005) analisa um painel de países africanos e os resultados sugerem que o gasto do governo exerce um efeito substancial sobre o consumo privado. Note que em países africanos espera-se maior proporção de agentes não ricardianos, o que pode explicar o substancial efeito *crowding in* encontrado.⁴

Em conformidade com a proposta de Mankiw (2000), o modelo teórico usado neste trabalho combina agentes ricardianos *à la* Barro (1981) e não ricardianos *à la* Hatzinikolaou (2000) e, com isso, prevê que o consumo privado, a renda disponível e o consumo do governo são cointegrados, o que permite a estimação de elasticidades de lon-

³ Cabe notar também que abordagem de Mankiw (2000) tem sido incorporada frequentemente em modelos DSGE, como em Bilbiie e Straub (2004), Coenen e Straub (2005) e Gali, Lopez-Salido e Valles (2007).

⁴ Tal interpretação está de acordo com os resultados obtidos por Schclarek (2007) e Tagkalakis (2008), segundo os quais há uma relação positiva entre a fração de agentes não ricardianos e os efeitos dos choques de gastos.

go prazo.⁵ Quanto à abordagem empírica, este estudo distingue-se da literatura existente na medida em que não restringimos a amostra a países desenvolvidos, e a razão disto é simples: estudos que estimaram o modelo de Campbell e Mankiw (1989) encontraram evidências de que a proporção de consumidores do tipo *rule-of-thumb* (não ricardianos) é maior em países de menor renda que, justamente, possuem mercado de crédito menos desenvolvido (Vaidyanathan, 1993; Sarantis e Stewart, 2003). Portanto, compondo a amostra com países desenvolvidos e em desenvolvimento, podemos verificar se os efeitos da política fiscal são tanto distintos nos dois grupos quanto coerentes com a abordagem proposta por Mankiw (2000).

Por meio de métodos econométricos desenvolvidos para painéis não estacionários, estimamos relações de longo prazo entre o consumo privado, o gasto do governo e a renda disponível, no período de 1975 a 2009, para 48 países, sendo coincidentemente 24 países desenvolvidos e 24 em desenvolvimento. Os resultados indicam que os gastos do governo exercem impacto positivo sobre o consumo privado, sendo este impacto mais pronunciado no grupo dos países em desenvolvimento. Esta é justamente a previsão da abordagem de Mankiw (2000), na medida em que países em desenvolvimento tendem a ter maior restrição de crédito.

O artigo está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura. Na seção 3 é apresentado o modelo teórico, bem como suas implicações empíricas. A seção 4 apresenta os dados e os testes prévios para caracterização das séries utilizadas e escolha do modelo econométrico. A seção 5 apresenta as estimações das elasticidades de longo prazo do consumo privado. Finalmente, a seção 6 apresenta as conclusões.

2. Revisão de literatura

Segundo o PER, o governo encara limitações para estimular a demanda agregada por meio da política fiscal. Mais especificamente, um aumento do gasto do governo, financiado pela emissão de títulos,

⁵ Diferentemente do caso de Mankiw (2000) que tinha um foco ilustrativo, o modelo proposto no presente trabalho tem o objetivo de construir restrições testáveis, como a cointegração entre o consumo privado, a renda disponível e o consumo do governo.

seria infrutífero porque, ao suavizar o consumo intertemporalmente, os agentes levariam em conta que o governo teria que aumentar os impostos no futuro, ocorrendo apenas aumento da poupança corrente. Na ausência de fricções na economia, este é o resultado obtido em modelos de agente representativo ou de gerações sobrepostas com herança (Barro, 1974).

Bailey (1971) justificou tal efeito *crowding out* por meio de certo grau de substituição entre o gasto do governo e o consumo privado. 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 ao assumir que o consumidor maximizaria o bem-estar proveniente de um consumo efetivo, que dependeria tanto do consumo privado quanto do gasto do governo. A substituição entre o consumo privado e o gasto do governo iria ao encontro do PER, uma vez que elevações no segundo gerariam reduções no primeiro.

Empiricamente, Kormendi (1983) encontrou resultados a favor da hipótese de substituição entre consumos privado e público analisando o caso norte-americano, enquanto Aschauer (1985) também concluiu que o gasto público reduziria o gasto dos consumidores com bens não duráveis e serviços. Por outro lado, Karras (1994) realizou um estudo mais amplo, envolvendo 30 países, e concluiu que o consumo privado e o do governo são descritos mais apropriadamente como complementares (ou não relacionados).⁶ Evans e Karras (1996) estenderam tal análise considerando uma amostra com 54 países e, inicialmente, também encontrou resultados favoráveis à hipótese de complementariedade. No entanto, ao incluir na equação de teste a taxa de crescimento da renda corrente, esta evidência se enfraqueceu. Assim, a existência de substituição entre consumo privado e do governo foi considerada mais provável do que no estudo de Karras (1994).⁷

⁶ Segundo Karras (1994), embora algumas categorias de gastos do governo - como a alimentação escolar - possam substituir o consumo privado, outras devem ser entendidas como complementares - como os bens públicos.

⁷ Note que esses estudos se apoiaram no problema intertemporal do consumidor, estimando equações de teste oriundas da equação de Euler que caracteriza a solução de tal problema. Outro ramo da literatura utiliza técnicas de séries temporais e painel para, simplesmente, estimar a elasticidade do consumo a choques fiscais sob a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis de interesse. Embora em ambos os casos o ponto de partida seja o problema intertemporal do consumidor, a segunda abordagem seria robusta a diferentes formulações deste problema.

A recente literatura baseada em séries temporais - especialmente em VAR - encontrou resultados que vão de encontro ao PER, sendo consenso de que os choques fiscais tendem à estimular a demanda agregada e, particularmente, o consumo privado (Galí, López-Salido e Vallés, 2007; Tagkalakis, 2008).⁸ Entretanto, a literatura baseada em dados longitudinais não estacionários baseados em painel de países tem encontrado resultados diversos. Usando equações derivadas do comportamento ótimo do consumidor, Ho (2001) testou a hipótese de *crowding out* em um painel com 24 países da OCDE por meio da estimação da relação de cointegração entre consumo privado e gasto do governo. Seus resultados indicaram que, ao incluir a renda disponível na relação de cointegração, a hipótese de *crowding out* não é rejeitada, dando evidências a favor da existência de substitubilidade entre gasto de governo e consumo privado. Resultados semelhantes foram obtidos por Kwan (2007) e Dahmardeh, Pahlavani e Mahmoodi (2011) para países asiáticos.

Utilizando metodologia similar, Eriksson (2005) analisou 23 países membros da OCDE e obteve evidências favoráveis à hipótese de complementariedade para a maioria deles, embora alguns poucos casos tenham sido favoráveis à hipótese de substitubilidade. Anoruo (2005) analisou um painel com 24 países africanos, utilizando estimadores de efeitos fixos (LSDV) e de efeitos aleatórios (GLS), obtendo evidências de um grande impacto positivo no consumo privado como resposta a impulsos do gasto do governo.

Nieh e Ho (2006) utilizaram métodos de cointegração em painel para estimar as elasticidades intra e intertemporal entre o gasto do governo e o consumo privado para 23 países da OCDE, encontrando evidência favorável à hipótese de complementariedade. Por outro lado, Auteri e Costantini (2010) aplicou a mesma metodologia a 15 países da Europa e encontraram evidências a favor da substitubilidade.

Fica evidente que os resultados dos estudos mencionados são bastante heterogêneos. No entanto, isso não é surpreendente, haja vista que os estudos analisam países diferentes, períodos diferentes e, ainda, empregam métodos diferentes. Nota-se, entretanto, que a literatura que utiliza dados em painel tem ignorado a existência de fricções nos mercados de crédito.

⁸ Para *surveys* recentes desta literatura, ver Ramey (2011) e Hebous (2011).

Para acomodar tal problema, outro ramo da literatura, que guarda importante relação com o presente trabalho, tem analisado os efeitos dos choques e consolidações fiscais sobre o consumo privado nos *booms* e nas recessões, situações em que as condições nos mercados financeiros tendem a se deteriorar. Por exemplo, Perotti (1999) considerou uma economia com taxa de juros distorcida, ausência de suavização de impostos, possibilidade de “efeitos keynesianos” e coexistência de agentes com acesso restrito e irrestrito ao crédito, em conformidade com Campbell e Mankiw (1989). Em sua análise empírica para 19 países da OCDE, o autor encontrou evidências de que os efeitos dos choques de gastos são distintos entre recessões e períodos “normais”, e dependem das condições iniciais da economia, em especial, o nível de endividamento do governo. Além disso, os resultados indicaram que países com menor grau de acesso ao crédito tendem a apresentar efeito *crowding in* tanto nos *booms* quanto nas recessões, diferentemente de países com alto grau de acesso ao crédito, nos quais os impactos são menos pronunciados nas recessões comparativamente aos países com menor acesso ao crédito, podendo ser inclusive negativos nas expansões.

Schclarek (2007) expandiu a análise de Perotti (1999) para comparar os efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado em 19 países industrializados e 21 países em desenvolvimento. Seus resultados apontam que os efeitos dos gastos do governo tendem a ser mais elevados nos países em desenvolvimento relativamente aos países industrializados. Nesta mesma linha, Tagkalakis (2008) analisou os efeitos da política fiscal sobre o consumo privado em recessões e expansões em um painel com 19 países da OCDE, e encontrou evidências de que, nas recessões, dado o aumento da fração de indivíduos com restrição ao crédito, o comportamento suavizador do consumo diminuiu, aumentando o efeito da política fiscal sobre o consumo privado. Assim, esta linha de pesquisa aponta para um papel da restrição de crédito na propagação de choques fiscais, já que ambos os autores argumentam que os efeitos observados dos choques fiscais dependem da fração de agentes restritos ao crédito, favorecendo a classe de modelos proposta por Mankiw (2000), e adotada neste trabalho.⁹

Novamente, cabe a ressalva de que os estudos analisaram grupos dife-

⁹ Cabe também destacar que há uma importante literatura nacional que analisa a existência e efeitos *crowding in/crowding out* do gasto do governo sobre o investimento privado no caso brasileiro, como Jacinto e Ribeiro (1998) e Sonaglio, Braga e Campos (2010), ambos encontrando evidências de efeitos *crowding out*.

rentes de países em períodos de tempo distintos, por meio de diversas metodologias, o que conjuntamente pode explicar esta divergência de resultados acerca dos efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado. Nosso estudo também adota uma amostra distinta, mas o faz por dois motivos: *i)* para analisar o efeito geral e o efeito específico para diferentes grupos de países (desenvolvidos e em desenvolvimento), e *ii)* para considerar uma amostra de dimensão temporal maior (relativamente aos estudos já existentes). Finalmente, adotamos métodos econométricos que argumentamos serem mais apropriados para estudar o problema proposto sob heterogeneidade de agentes, conforme discutido na Seção 4.

3. Modelo de consumo

Assumimos uma economia em que há dois tipos de agentes: o ricardiano, que consome de acordo com a equação de Euler proveniente do seu problema intertemporal, e o não ricardiano, que, em virtude da restrição de liquidez, consome apenas baseado em sua renda disponível corrente. Os agentes não ricardianos representam fração $\lambda \in [0,1]$ da população, enquanto os agentes ricardianos representam a fração $1 - \lambda$ remanescente. Assim, o consumo agregado é dado por uma média ponderada entre o consumo dos agentes não ricardianos, C_t^{NR} , e o consumo dos agentes ricardianos, C_t^R . Explicitamente:

$$C_t = \lambda C_t^{NR} + (1 - \lambda) C_t^R \quad (1)$$

Equações como (1) são comuns à literatura que assume heterogeneidade de agentes e analisa efeitos de política fiscal (Galí, López-Salido e Vallés, 2007; Tagkalakis, 2008). Contudo, diferentemente de outros trabalhos, assumimos que o governo afeta as decisões dos agentes via preferências. Uma vez caracterizado o comportamento de cada tipo de agente, o comportamento do consumo agregado é imediatamente caracterizado.¹⁰ As próximas seções caracterizam o comportamento dos agentes ricardianos e não ricardianos.

¹⁰ Na discussão que se segue, omitimos o setor do governo por brevidade. Entretanto, convém ressaltar que assumimos uma economia em que o governo respeita sua restrição orçamentária intertemporal, financiando seus gastos apenas via tributos e emissão de dívidas de modo semelhante à Barro (1981) e Aschauer (1985), de maneira que o governo não é capaz de afetar a disponibilidade de crédito na economia. Com isso, as condições dos mercados financeiros são exógenas no modelo.

3.1. Agentes Ricardianos

O agente ricardiano escolhe sua trajetória de consumo ao longo da vida baseado na seguinte função de utilidade esperada no período t :

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \vartheta^s u(C_{t+s}^{*R}) \quad (2)$$

em que C_t^{*R} é o consumo efetivo do agente representativo ricardiano, $u(\cdot)$ é uma função de utilidade cuja primeira derivada é positiva e a segunda é negativa ($u(\cdot)$ é côncava), e finalmente ϑ é o fator de desconto intertemporal.

Em conformidade com Bailey (1971), assumimos que o consumo efetivo do agente ricardiano no período t é dado por $C_t^{*R} = C_t^R + \tau_1 G_t$, em que C_t^R é o consumo do agente ricardiano, G_t é o gasto do governo e τ_1 determina se o gasto do governo complementa (implicando efeito *crowding in*) ou substitui (implicando efeito *crowding out*) o consumo privado no sentido de Auspitz-Lieben-Edgeworth-Pareto. A utilidade marginal do consumo privado é dada por $u'(C_t^{*R}) = u'(C_t^R + \tau_1 G_t)$. Assim, se $\tau_1 > 0$, quando aumenta o gasto do governo, a utilidade marginal do consumo privado diminui. Neste sentido, o gasto do governo e o consumo privado são substitutos. No entanto, $\tau_1 < 0$ implica que o gasto do governo aumenta a utilidade marginal, potencializando o consumo privado. Neste caso, há complementariedade. Por fim, quando $\tau_1 = 0$ voltamos ao caso usual.

Para a validade do PER, restringe-se a formulação de Bailey requerendo que o gasto do governo possa apenas substituir o consumo privado, isto é, $0 \leq \tau_1 \leq 1$. Isso implica que o aumento no gasto do governo reduzirá a utilidade marginal do consumo privado para o agente ricardiano (Barro, 1981; Karras, 1994).

O agente representativo ricardiano maximiza no período sua utilidade dada pela Equação (2) sujeito à sua sequência de restrições orçamentárias, o que resulta na seguinte equação de Euler:

$$E_t \left[\vartheta(1+r)^{-1} \left(\frac{u'_{t+1, C^{*R}}}{u'_{t, C^{*R}}} \right) \right] = 1 \quad (3)$$

Para analisar as implicações empíricas do modelo, em conformidade com Hall (1978), Karras (1994), Evans e Karras (1996) e Hatzinikolaou (2000), assumimos uma função utilidade quadrática. Com isso, a equação de Euler (3) torna-se

$$C_t^{*R} = \kappa_1 C_{t-1}^{*R} + \varepsilon_t^{*R}, \varepsilon_t^{*R} \sim i. i. d. \quad (4)$$

em que $\kappa_1 = [9(1+r)^{-1}]$ é invariante no tempo.¹¹ Substituindo C_t^{*R} pela definição de consumo efetivo resulta:

$$C_t^R - \kappa_1 C_{t-1}^R = -\tau_1 (G_t - \kappa_1 G_{t-1}) + \varepsilon_t^{*R} \quad (5)$$

Se C_t e G_t são processos $I(1)$, a Equação(5) implica uma relação de cointegração no sentido de Engle-Granger entre o consumo privado e o gasto do governo, existindo um mecanismo de correção de erros com vetor de cointegração τ_1 . Assim, como discutido em Ho (2001), a existência de cointegração em (5) implica também que $\kappa_1 = 1$ e, assim, C_t^{*R} é também $I(1)$. Com isso, o modelo empírico para o nível do consumo do agente ricardiano assume a forma:¹²

$$C_t^R = -\tau_1 G_t + \varepsilon_t^R, \varepsilon_t^R \sim i. i. d. \quad (6)$$

3.2. Agentes não ricardianos

Campbell e Mankiw (1989) propuseram que o comportamento da série de consumo agregada nos Estados Unidos e em outros países é mais bem explicado quando incorporamos ao modelo usual de consumo agentes que seguem uma simples regra de bolso: consumir a renda corrente. Por esta razão, tais agentes foram intitulados *rule-of-thumb consumers*. Mankiw (2000) argumenta que um modelo que busca avaliar os impactos da política fiscal sobre o consumo privado agregado deve incorporar tais consumidores, que não se comportam como previsto pelo PER. Por esta razão, no contexto de política fiscal, tais consumidores passaram a ser intitulados não ricardianos.

¹¹ Hall (1978) obteve uma equação similar assumindo que a função utilidade é a CRRA e que mudanças na utilidade marginal ao longo do tempo são negligenciáveis. Veja também Ho (2001).

¹² Quando $\kappa_1 = 1$, outra possibilidade seria a existência de uma relação entre as diferenças das variáveis. Entretanto, a hipótese de que o consumo privado e o gasto do governo são cointegradas parece empiricamente razoável neste caso, já que é amplamente suportada por trabalhos recentes.

Assim, para incorporar tais consumidores ao modelo, de modo similar a Hatzinikolaou (2000), assumimos que o consumo efetivo do consumidor não ricardiano depende da renda disponível e de um termo de erro, isto é,

$$C_t^{*NR} = Y_t^d + \varepsilon_t^{*NR} \quad (7)$$

em que $C_t^{*NR} = C_t^{NR} + \tau_2 G_t$, sendo $-1 \leq \tau_2 \leq 1$. O consumo deste agente e o gasto do governo podem ser complementares ou substitutos, dependendo do sinal de τ_2 . Além disso, a restrição à liquidez não impede o agente de poupar e, por esta razão, Hatzinikolaou (2000) incluiu o termo de erro ε_t^{*NR} . Assim, caso alguns dos agentes não ricardianos sejam agentes otimizadores restritos ao crédito, vão poupar quando a renda for elevada ($\varepsilon_t^{*NR} < 0$) e vão despoupar quando a renda for baixa ($\varepsilon_t^{*NR} > 0$). Note que os erros ε_t^{*NR} são, potencialmente, autocorrelacionados. Substituindo C_t^{*NR} em (7) resulta em:

$$C_t^{NR} = Y_t^d - \tau_2 G_t + \varepsilon_t^{NR} \quad (8)$$

Assumimos que Y_t^d e G_t são processos exógenos e integrados de ordem 1, e que C_t^{NR} é $I(1)$. Assim, a Equação (8) para o nível do consumo sugere relação de cointegração entre as três variáveis, desde que ε_t^{NR} seja $I(0)$.

3.3. Agregação dos agentes e efeitos do gasto do governo

Tendo caracterizado o comportamento dos agentes ricardiano e não ricardiano, podemos caracterizar o comportamento do consumo agregado, estabelecendo uma relação de cointegração sob esta heterogeneidade. Assim, as Equações (1), (6) e (8) implicam:

$$C_t = \lambda Y_t^d - [\lambda \tau_2 + (1 - \lambda) \tau_1] G_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que $\varepsilon_t = \lambda \varepsilon_t^{*NR} + (1 - \lambda) \varepsilon_t^R$ é estacionário em nível. Deste modo, a Equação (9) pode ser estimada consistentemente por procedimentos de cointegração, a despeito da ausência de identificação dos parâmetros τ_1 e τ_2 .¹³

¹³ Como em Evans e Karras (1996) e Hatzinikolaou (2000), assumimos que o parâmetro λ é fixo, o que é consistente com a hipótese de que mudanças nos sistemas financeiros estão geralmente associadas à mudanças estruturais e institucionais que ocorrem com frequência

Embora a identificação λ pareça óbvia, alguns comentários devem ser feitos. Primeiro, a teoria da renda permanente implica que o consumo e a renda do trabalho são variáveis cointegradas.¹⁴ Embora este deva ser o caso dos agentes ricardianos, exploramos apenas a equação de Euler de tais agentes. Segundo, Graham (1993) mostrou empiricamente que a robustez da relação entre gasto do governo e consumo privado tende a ser afetada se a renda disponível for omitida das equações de teste. De fato, Ho (2001) concluiu que o modelo com a renda disponível pode levar à conclusão inversa daquele que a ignora. Assim, de modo similar a Graham (1993) e Ho (2001), levando-se em conta a presença da renda disponível para o agente ricardiano, a Equação (9) torna-se:

$$C_t = \beta Y_t^d - [\lambda\tau_2 + (1 - \lambda)\tau_1]G_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

A discussão teórica anterior sugere algumas interpretações importantes sobre os efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado. Assuma, por exemplo, que os agentes não ricardianos apresentem complementariedade, ou seja, $-1 \leq \tau_2 < 0$. Então, se a força do fator complementariedade na sociedade ($|\lambda\tau_2|$) for superior ao grau de substituição dos agentes ricardianos ($(1 - \lambda)\tau_1$), um choque de gastos causará uma elevação do consumo privado agregado. No caso oposto, o grau de substituição supera o de complementariedade ($|\lambda\tau_2| < (1 - \lambda)\tau_1$) e um choque de gastos causará uma queda no consumo privado agregado. Se, por outro lado, as duas forças forem idênticas ($|\lambda\tau_2| = (1 - \lambda)\tau_1$), anulando uma a outra, um choque de gastos não exercerá efeito sobre o consumo privado agregado. Por fim, se os agentes não ricardianos apresentarem substitutibilidade ($0 \leq \tau_2 \leq 1$), um choque de gastos não afetará ou reduzirá o consumo privado agregado.

Percebemos que a intensidade do choque fiscal sobre a economia depende principalmente de λ e de τ_2 . Mais especificamente, em um determinado país, quanto maior λ e menor (mais negativo) for τ_2 , maior é o efeito *crowding in* do gasto do governo sobre o consumo privado. No entanto, faremos uma análise em painel envolvendo vários países que têm potencialmente valores distintos para estes parâ-

muito baixa. Note que, uma vez que o parâmetro λ é assumido fixo e o gasto do governo não afete a disponibilidade de crédito na economia, a existência de heterogeneidade de agentes passa a ter implicações sobre momentos de ordem superior dos erros, mas não sobre endogeneidade. Ainda assim, relaxamos a hipótese de exogeneidade fraca dos regressores utilizando os métodos discutidos ao final da seção 4.2.

¹⁴ Ver, por exemplo, Campbell (1987) e Forni e Lippi (1998).

metros. Assim, este modelo será capaz de gerar previsões empíricas somente se tivermos alguma informação *a priori* sobre os parâmetros de interesse.

Vaidyanathan (1993) usou a abordagem de Campbell e Mankiw (1989) para estimar a proporção de consumidores do tipo *rule-of-thumb* em 59 países, e os resultados sugerem que tal proporção é negativamente correlacionada tanto com indicadores de desenvolvimento econômico quanto com indicadores de liberalização financeira. Sarantis e Stewart (2003) investigaram 20 países da OCDE e seus resultados também sugerem que medidas de restrição de crédito são positivamente correlacionadas com a proporção de consumidores *rule-of-thumb*. Ainda, Evans e Karras (1996) estimaram o parâmetro λ para vários países, obtendo resultados que são claramente distintos entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento.¹⁵ Em suma, a proporção de consumidores do tipo *rule-of-thumb*, aqui chamados de não ricardianos, parece ser maior em países pobres que, justamente, têm mercado de crédito menos desenvolvido. Portanto, se os processos que determinam os parâmetros τ forem independente dos processos que determinam λ , espera-se que o impacto de longo prazo do gasto do governo sobre o consumo privado seja maior em países em desenvolvimento do que em países desenvolvidos.

Finalmente, dividindo nossa amostra entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, podemos verificar se os efeitos da política fiscal são distintos nos dois grupos. Mais do que isso, podemos avaliar a adequação da abordagem proposta por Mankiw (2000).

4. Metodologia econométrica

Nesta seção apresentamos a metodologia econométrica utilizada, iniciando na seção 4.1 com a descrição da base de dados. Na seção 4.2, justificamos a estimação de uma relação de longo prazo entre consumo privado, gasto do governo e renda disponível. Ainda, realizamos vários testes econométricos que nos ajudarão a escolher o método de estimação da elasticidade de longo prazo do consumo privado em relação ao gasto do governo, o que inclui testes de raiz unitária (seção 4.3) e de cointegração (seção 4.4).

¹⁵ No primeiro caso, λ situa-se entre $[0, 0.30]$, com poucas exceções, enquanto que no segundo grupo de países, o intervalo com maior incidência de estimativas contém valores a partir de 0.5.

4.1. Dados

Para a execução dos procedimentos de estimação dos efeitos dos gastos do governo sobre o consumo privado, compôs-se uma amostra a partir de dados em painel contendo 48 países de 1975 a 2009. A frequência é anual, contemplando 35 observações para cada país. A fim de estender a análise e captar possíveis diferenças nos efeitos em países desenvolvidos e em desenvolvimento, a amostra completa foi dividida em duas subamostras, ambas compostas por 24 países, uma de países em desenvolvimento e a outra de países desenvolvidos, de acordo com a classificação do Banco Mundial.¹⁶ Deste modo, tem-se um total de 1.680 observações para a amostra completa, sendo 840 referente a cada subamostra. A Tabela 1 apresenta os países selecionados.

Tabela 1 - Lista de países da amostra completa e das subamostras

Amostra Completa: 48 países de 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: A amostra completa é composta por 48 países, cada um com 35 observações anuais. O número total de observações é, portanto, 1680. Cada subamostra tem 24 países, possuindo 840 observações.

Fonte: elaboração própria.

A maioria dos trabalhos que analisam efeitos de gasto do governo sobre o consumo privado em painel utiliza dados do *International Financial Statistics* (IFS), do Fundo Monetário Internacional, ou do

¹⁶ A 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.

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 - especialmente para informações sobre tributos - optou-se pelos dados da *Penn World Table* (PWT) e do *World Development Indicators* (WDI), do Banco Mundial. Assim, o critério para a inclusão dos países no presente estudo foi a disponibilidade completa de dados para o período analisado, já que alguns dos procedimentos econométricos a serem realizados são sensíveis à presença de *missings*.

As variáveis de interesse são o consumo privado, a renda disponível e o consumo final do governo. A renda disponível foi construída a partir das séries de PIB disponíveis 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 PPC sob os critérios da PWT, e são utilizadas em logaritmo.

A Figura 1 apresenta a evolução das medidas das relações consumo privado como proporção da renda disponível (C/Y^d), consumo privado como proporção do gasto do governo (C/G) e gasto do governo como proporção da renda disponível (G/Y^d) para ambas as subamostras. Note que tais relações apresentam-se bastante bem comportadas ao longo de todo o período considerado, sugerindo que choques que ocorreram à época afetaram proporcionalmente todas as variáveis consideradas, de modo que as relações médias mantiveram-se razoavelmente estáveis.¹⁷ Note ainda que o intervalo de confiança para os países desenvolvidos apresenta-se menor e mais estável comparativamente ao dos países em desenvolvimento, sugerindo que o comportamento das séries no primeiro grupo é mais homogêneo do que no segundo. De todo modo, estes comportamentos estáveis são relevantes para justificar a escolha da metodologia econométrica que empregamos, especialmente no caso dos estimadores que assumem homogeneidade das relações de cointegração. Neste caso, a análise gráfica sugere que o uso de tais estimadores parece ser apropriado.

¹⁷ Uma das possíveis consequências de quebras estruturais que modificassem sistematicamente as proporções apresentadas seria a rejeição, por parte dos testes de cointegração, de que os resíduos de cointegração sejam estacionários. Assim, interpretamos as evidências da Figura 1 como favoráveis à metodologia que utilizamos.

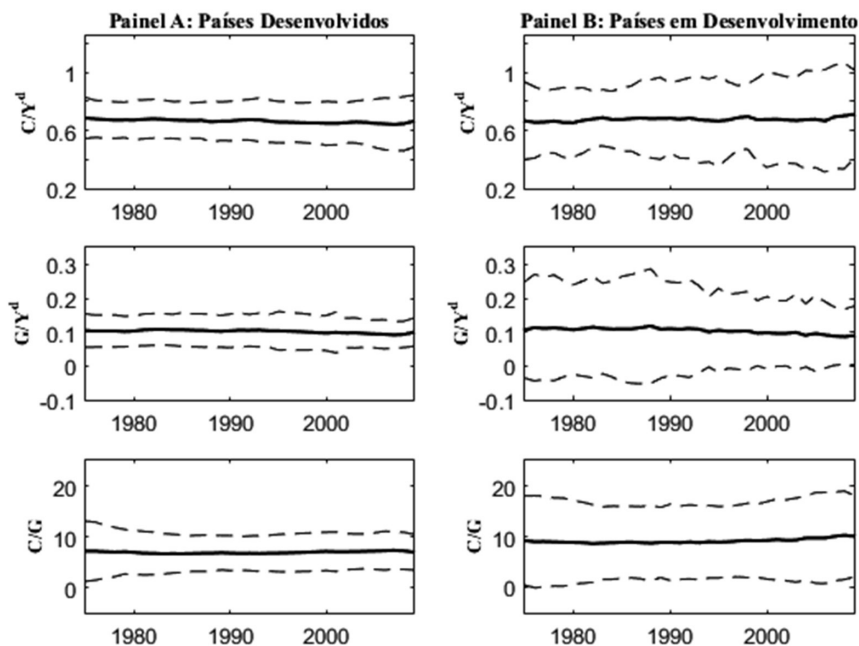


Figura 1 – Evolução das relações C/Y^d , C/G e G/Y^d

4.2. Mecanismo de correção de erros

A Equação (10), aliada ao teorema da representação de Granger, sugere que existe um mecanismo de correção de erros envolvendo o consumo, a renda disponível e o gasto do governo. No entanto, a maioria dos trabalhos estima a relação de longo prazo entre gasto do governo e consumo privado por meio de métodos de cointegração que são baseados apenas em relações entre o nível dessas variáveis. Sob certas condições, tal metodologia pode resultar em estimações consistentes dos parâmetros de interesse. Entretanto, ela impõe a restrição de que os parâmetros de curto e longo prazos sejam os mesmos - um problema chamado de restrição de fatores comuns. Em suma, nesta metodologia, abstrai-se a dinâmica de curto prazo, o que potencialmente resulta em uma espécie de viés de variável omitida.¹⁸

¹⁸ Ver Hendry e Mizon (1978) e Kremers, Ericsson e Dolado (1992).

Para evitar esse possível problema, assumimos neste trabalho uma forma de correção de erros. De fato, dada a heterogeneidade do modelo teórico, uma estrutura econométrica mais flexível é especialmente importante no nosso caso. Assim, permitimos que os agentes respondam aos choques do gasto do governo de maneira distinta no curto e no longo prazo, o que é bastante conveniente na presença de agentes não ricardianos. A simples reparametrização da versão em painel da Equação (10) resulta na forma do modelo de correção de erros em painel (P-ECM), dada por:

$$\Delta c_{it} = \alpha_i(c_{it-1} - \beta_{1,i}y_{it} - \beta_{2,i}g_{it}) + \delta_{11,i}\Delta y_{it} + \delta_{21,i}\Delta g_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

em que $\beta_{1,i}$ e $\beta_{2,i}$ medem elasticidades de longo prazo, enquanto $\delta_{11,i}$ e $\delta_{21,i}$ são os parâmetros de curto prazo.¹⁹ Além disso, como observam Karras (1994), Hatzinikolaou (2000), entre outros, a renda disponível e os gastos do governo são potencialmente endógenos numa equação deste tipo.

No contexto uniequacional, procedimentos com correção de erro (ECM) apresentam a desvantagem, relativamente aos procedimentos comumente utilizados como DOLS e FMOLS, da exigência da condição de exogeneidade fraca dos regressores, o que no contexto deste trabalho significaria uma imposição muito forte sobre a renda e o gasto do governo dada a potencial endogeneidade de tais variáveis. Utilizamos duas rotas para superar tal dificuldade. Na primeira, seguindo a sugestão de Westerlund (2007), empregamos uma decomposição dos erros como proposta por Kao e Chiang (2001), admitindo uma estrutura *leads* e *lags* no P-ECM. Na segunda, implementamos a análise mais geral tratando a Equação (11) no contexto multiequacional, estimando um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (P-VECM).

A estimação do P-ECM requer a definição da 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 posto da cointegração, assim como a existência de homogeneidade ou heterogeneidade entre os parâmetros de longo

¹⁹ O parâmetro $\alpha_i < 0$ mede a velocidade de ajustamento do sistema após um choque. O sinal negativo pode ser interpretado da seguinte maneira: como o P-ECM mede desvios do equilíbrio de longo prazo, após um choque na relação de longo prazo, o sistema retornará à sua trajetória de equilíbrio, o que deve ocorrer com sinal oposto ao do choque. Por conseguinte, se $\alpha_i \geq 0$, não há relação de cointegração.

prazo nos grupos de países. O último passo é testar se a condição de exogeneidade fraca é satisfeita. Assim, o restante da seção 4 discute os testes e os resultados que permitem utilizar o procedimento de cointegração em painel para a análise de interesse.

4.3. Testes de raiz unitária sob fatores comuns

A chamada primeira geração de procedimentos para painéis não estacionários baseia-se na hipótese de independência entre as séries. Entretanto, no contexto de painel com variáveis macroeconômicas, as séries muito provavelmente apresentam correlação entre si, refletindo fatores comuns como efeitos de transbordamentos de políticas e choques globais. Dado que ignorar a correlação entre as séries pode tanto invalidar a inferência estatística quanto tornar os estimadores inconsistentes,²⁰ adotamos a chamada segunda geração de procedimentos, que é robusta à existência de correlação entre as séries.

Investigamos inicialmente a presença de correlação entre as variáveis de interesse por meio do teste de diagnóstico *Cross-section Dependence* (teste-CD) desenvolvido por Pesaran (2004). Tal 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 como $e_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i x_{it}$, a estatística CD é dada por: $CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij})$ em que $\hat{\rho}_{ij}$ é a correlação simples entre o par de resíduos dos países i e j .

Calculamos a estatística CD para as variáveis de interesse para a amostra completa e para as duas subamostras, quais sejam, de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os resultados são reportados na Tabela 2 e evidenciam a presença de correlação de corte-transversal nas séries em todos os casos considerados. Tanto na amostra como um todo quanto nos subgrupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento, os resultados indicam que a hipótese de ausência de correlação é rejeitada aos níveis usuais de significância.

²⁰ Sobre tais problemas, ver Phillips e Moon (1999), Phillips e Sul (2003) e Chudik, Pesaran e Tosetti (2011).

Tabela 2 - Teste-CD de Pesaran (2004) de independência nas unidades de corte transversal

Amostra	Variável	Estatística CD	p-valor
Completa	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: A hipótese nula é que as séries são independentes em corte transversal.

Fonte: elaboração própria.

Dada a presença de correlação nas unidades *cross-section* e a possibilidade da presença de fatores comuns, investigamos se as séries possuem tendência estocástica. Para tanto, utilizamos os testes de raiz unitária propostos por Pesaran (2007) e Bai e Ng (2004). No primeiro teste, busca-se modelar os fatores comuns não observáveis que implicam a correlação de corte transversal, enquanto que 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. Neste caso, podemos avaliar se a fonte da não estacionariedade é global ou idiossincrática.

O procedimento proposto por Pesaran (2007) consiste em incluir na equação de teste as médias de corte transversal das variáveis, de modo que tais médias sejam *proxies* para os fatores comuns não observáveis. Por exemplo, assumindo a estrutura AR(p) semelhante à do teste ADF, a equação de teste torna-se:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{i,j} \Delta y_{it-j} + \varphi_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{i,j} \Delta \bar{y}_{t-j} + v_{it}, \quad (12)$$

em que $\bar{y}_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it-1}$ e $\Delta \bar{y}_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it-1}$. A estatística CADF (*Cross-sectionally ADF*) é calculada a partir da estatística- t da estimação do coeficiente ρ_i da equação (12), $CADF_i = t_i(N, T)$, e a estatística em painel do teste, chamada CIPS (*Cross-sectionally Augmented IPS*), é dada por $CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$.

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

Antes de implementar o procedimento PANIC, devemos determinar o número de fatores comuns relevantes, r , presentes nas séries, o que é feito utilizando o critério de informação IC3 proposto por Bai e Ng (2004). Aplicamos tal metodologia na amostra completa e nas duas subamostras, e encontramos evidências de apenas um fator comum relevante em todos os casos. Neste caso, o procedimento proposto pelos autores baseia-se na decomposição da série de interesse X_{it} do seguinte modo: $X_{it} = c_i + \lambda_i F_t + e_{it}$, em que c_i é o componente determinista idiossincrático, λ_i é a carga idiossincrática do fator comum, F_t é o fator comum e e_{it} é o componente aleatório idiossincrático. O passo seguinte é a aplicação de um teste ADF para \hat{F}_t :

$$\Delta \hat{F}_t = c + \delta_0 \hat{F}_{t-1} + \delta_1 \Delta \hat{F}_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta \hat{F}_{t-p} + v_t$$

em que a estatística é baseada na estimativa do parâmetro δ_0 . Por fim, Bai e Ng (2004) propõem uma estatística *pooled* ADF baseada na estimativa do coeficiente d_{i0} do seguinte modelo que faz uso do componente idiossincrático estimado, \hat{e}_{it} :

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it-1} + d_{i1} \Delta \hat{e}_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta \hat{e}_{it-p} + v_{it}$$

A Tabela 3 apresenta as estatísticas dos testes de Pesaran (2007) e Bai e Ng (2004) para as três variáveis de interesse tanto para a amostra completa quanto para as duas subamostras. Os testes apontam para a presença de não estacionariedade estocástica nas séries, aos níveis de significância usuais. Ademais, o teste de Bai e Ng (2004) indica que a fonte de não estacionariedade reside tanto nos termos idiossincráticos quanto nos fatores comuns. Dado que os resultados indicam que as séries de consumo, gasto do governo e renda disponível possuem raiz unitária, o próximo passo é a realização de testes de cointegração.

4.4. Testes de cointegração sob fatores comuns

No contexto de ECM em painel, implementamos os testes de cointegração propostos por Westerlund (2007) e Larsson e Lyhagen (2007), que são capazes de acomodar fatores comuns. No procedimento proposto por Westerlund (2007), testa-se a existência de um termo de correção de erros baseado em uma estrutura que acomoda heterogeneidade tanto nas relações de curto quanto de longo prazo. A formulação geral do teste para o caso com apenas uma variável explicativa é a seguinte:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (13)$$

em que $d_t = (1, t)'$ são os componentes determinísticos e $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})$ são seus vetores associados. As ordens *leads* e *lags*, respectivamente p_i e q_i , podem variar entre os países e são determinadas pelo critério AIC.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária Sob Presença de Fatores Comuns

Variável / Amostra	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 pooled ADF baseado na decomposição de Bai e Ng (2004) sobre os erros idiossincráticos com $r=1$.

Fonte: elaboração própria.

O teste é baseado na significância do coeficiente α_i da Equação (13). 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 $H_0: \alpha_i < 0$.

Se a hipótese nula for rejeitada, então a hipótese de não cointegração também o será. Westerlund (2007) propõe quatro estatísticas para o teste:

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

em que $SE(\hat{\alpha}_i)$ é o desvio-padrão convencional de $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\alpha}(1) = 1 - \sum_{j=1}^p \hat{\alpha}_{ij}$. As estatísticas G_{α} e G_{τ} são estatísticas *group-mean*, enquanto P_{α} e P_{τ} são estatísticas *pooled*. As quatro estatísticas são normalmente distribuídas e a robustez dos resultados em face da existência de correlação de corte transversal é alcançada via procedimento de replicações *bootstrap*.

Como temos o interesse de utilizar métodos de estimação uniequacionais com apenas um vetor de correção na próxima seção, aplicamos o teste de Larsson e Lyhagen (2007) que não apenas testa se as séries são cointegradas, mas também o número de vetores de cointegração.²¹

Podemos ilustrá-lo assumindo uma estrutura de um VAR, com $j = 1, 2, \dots, v$ variáveis em cada unidade de corte transversal, de modo que a forma VECM pode ser escrita como:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \sum_{k=1}^m \boldsymbol{\Gamma}_k \Delta \mathbf{Y}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (14)$$

em que m é determinado pelo critério AIC, $\mathbf{Y}_t = [\mathbf{y}'_{1,t}, \dots, \mathbf{y}'_{N,t}]'$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\boldsymbol{\varepsilon}'_{1,t}, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}'_{N,t}]'$ são vetores $Nv \times 1$, com $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ e $\boldsymbol{\Omega}$ irredutível, e as relações de cointegração são assumidas independentes entre as séries. O número de vetores de cointegração 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 $\hat{h}(r): \text{posto}(\boldsymbol{\Pi}) \leq Nr$, contra $\hat{h}(p): \text{posto}(\boldsymbol{\Pi}) \leq Nv$, com $r < v$. Como em Larsson e Lyhagen (2007), os valores críticos são construídos por simulação.

²¹ Este teste é uma generalização, para o caso de painel, do procedimento proposto por Johansen (1988).

Tabela 4 - Testes de Cointegração de Westerlund (2007)

Amostra	Estat.	Valor	Z-Valor	P-Valor	P-Valor Rob.*
Países em desenvolvimento	Gr	-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	Gr	-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
Amostra Completa	Gr	-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: $\mathbf{h0}$: Não há cointegração. Kernel de Bartlett definido pela regra $4(T/100)^{2/9} \approx 3$. P-VALOR indica o p-valor das estatísticas assumindo independência entre as séries. P-VALOR ROB. * indica o p-valor das estatísticas possibilitando dependência de corte transversal, obtido com base em 5.000 replicações bootstrap. Ordens leads e lags (=1) determinadas pelo critério AIC.

As Tabelas 4 e 5 apresentam os resultados dos testes de cointegração.²² Considerando o p-valor robusto à correlação entre as séries do teste de Westerlund (2007), todas as estatísticas sugerem a existência de relação de cointegração entre as séries,²³ enquanto o teste de Larsson e Lyhagen (2007), além de sugerir a mesma conclusão para todos os grupos considerados, indica que cada grupo possui apenas um vetor de cointegração.

Como mencionado, é necessário realizar ainda os testes de homogeneidade do vetor de cointegração e de exogeneidade fraca. No entanto, somente é possível realizá-los após a estimação dos vetores de cointegração, de modo que esses testes serão feitos na próxima seção. De todo modo, adiantamos que no caso de homogeneidade investigamos se as relações de longo prazo podem ser tratadas como homogêneas e, em caso afirmativo, estimações que assumem heterogeneidade tornam-se ineficientes. O teste de homogeneidade do vetor de cointegração é um teste do tipo Hausman, como sugerido

²² Como os parâmetros no VAR crescem exponencialmente com N , para tornar o teste de Larsson e Lyhagen (2007) factível, foi necessário dividir as subamostras em cinco grupos cada. Ver Tabela 9.

²³ Note que ignorar a presença de correlação entre as séries poderia levar à uma conclusão distinta.

por Pesaran e Shin (1999) e Binder e Bröck (2012). Ainda, para testar se a condição de exogeneidade fraca é atendida, empregamos o método proposto por Urbain (1992). Se a condição de exogeneidade fraca for atendida, a estimação baseada no procedimento uniequacional produzirá estimações mais eficientes relativamente ao caso multiequacional.

Tabela 5 - Resultados do Teste de de Cointegração de Larsson e Lyhagen (2007)

Grupo	\hat{h}_0	Teste do	Valor crítico	Teste do	Valor crítico
		Traço	Bartlett	Traço	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	745,95	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%. Número de defasagens (=1) determinado pelo critério AIC.

Fonte: elaboração própria.

5. Estimação da elasticidade de longo prazo do gasto do governo

Tendo determinado que as séries são $I(1)$ e cointegradas, passamos então para os métodos utilizados para a estimação do modelo de correção de erros em painel. Há duas gerações – ou classes - de estimadores disponíveis, sendo que a segunda distingue-se da primeira por admitir dependência entre as unidades de corte-transversal, o que, em última instância, significa assumir a existência de fatores comuns - ou choques globais - entre as séries no painel. Além disso, ambas as gerações podem admitir homogeneidade ou heterogeneidade na relação de longo prazo.

Para ilustrar sinteticamente os procedimentos, suponha que o processo gerador de dados seja o seguinte:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{i0} - \alpha_i(y_{it-1} - \beta_{i1}x_{it-1}) + \alpha_{i2}\Delta x_{it} + f_{it} + u_{it} \quad (15)$$

em que f_{it} representa os fatores comuns e u_{it} é um termo i.i.d., com média zero. A hipótese de independência entre as séries em painel implica assumir $f_{it}=0$. Dentro desta classe, usamos os estimadores *mean-group* (MG) e *pooled mean-group* (PMG) propostos, respectivamente, por Pesaran e Smith (1995) e Pesaran e Shin (1999). A estatística *mean-group* é calculada a partir das estimações individuais para cada i -ésimo país, sendo simplesmente $\beta_{MG} = \frac{1}{N} \sum_i \beta_i$. O estimador PMG é estimado via máxima verossimilhança e distingue-se do MG por assumir que as relações de longo prazo podem ser homogêneas entre os grupos - permitindo heterogeneidade nos termos de curto prazo e na velocidade de ajustamento -, sendo mais eficiente se este for o caso.

Os procedimentos que assumem a existência de fatores comuns visam, em geral, modelar f_{it} de modo análogo ao método do teste de raiz unitária de Pesaran (2007), incluindo na Equação (15) as médias de corte transversal de todos os termos não deterministas presentes no modelo. Nestes modelos, os coeficientes associados às *proxies* dos fatores comuns têm interpretação econométrica análoga a uma carga de fator, não tendo, entretanto, interpretação econômica. Nesta geração de estimadores, considera-se uma versão com ECM do estimador *Common Correlated Effects Mean-Group* (CCEMG), proposto por Pesaran (2006), e o *Conditional Pooled Mean-Group* (CPMG), proposto por Binder e Offermanns (2007). O CCEMG pode ser entendido como o estimador MG aumentado pelas médias de corte transversal no sentido de Pesaran (2007), enquanto o CPMG é baseado no PMG, porém aumentado pelas *proxies* para os fatores comuns. Assim, pelas razões anteriormente discutidas, o CPMG é mais eficiente.

Por fim, considera-se o estimador de dois estágios proposto por Breitung (2005), que pode ser entendido como o análogo da Equação (15) na forma multiequacional. Para implementá-lo, reescrevemos a equação na forma de um VAR, reparametrizando-a para incluir o termo com correção de erro (VECM). No caso, assumimos a seguinte forma:

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \Psi_i \mathbf{d}_t + \alpha_i \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_{i,j} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \quad (16)$$

em que \mathbf{y}_{it} é um vetor 3 x 1 com as variáveis de interesse, \mathbf{d}_t é um vetor de termos deterministas, Ψ_i é uma matriz 3 x 3 de coeficientes, α_i, β são análogos à versão em (15) e $\Gamma_{i,j}$ contém os coeficientes de curto prazo do modelo. Em virtude dos resultados prévios, o número de vetores de cointegração é restrito a apenas um. A estimação é feita em dois estágios, sendo estimado primeiramente o modelo para cada i e, posteriormente, o vetor homogêneo é estimado por uma regressão *pooled* condicionada nos parâmetros estimados individualmente. Na aplicação empírica deste trabalho, adiciona-se um terceiro passo ao procedimento de Breitung (2005) para recuperar os parâmetros de curto prazo e a velocidade de ajustamento para cada i -ésimo país. Condicional ao vetor *pooled* estimado, são calculadas as estatísticas *mean-group* análogas à Binder e Bröck (2012): $\hat{\alpha}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_i \alpha_i$ e $\hat{\Gamma}_{j,MG} = \frac{1}{N} \sum_i \Gamma_{i,j}$. O problema da correlação de corte transversal é tratado por procedimento similar ao de Newey e West (1987).

No caso da hipótese de homogeneidade nas relações de cointegração, assume-se que $\beta_i = \beta$ para todo i . Tal hipótese é admitida pelos estimadores DFE, PMG, CPMG e VECM. Já o MG e o CCEMG permitem que todas as relações sejam heterogêneas, sendo mais flexíveis, porém menos eficientes. A Tabela 6 resume as características dos estimadores selecionados para a análise.

Tabela 6 - Resumo das características dos estimadores

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

Fonte: elaboração própria.

6. Resultados

Estamos interessados em estimar e analisar o efeito dos gastos do governo sobre o consumo privado assumindo uma estrutura de correção de erros. Inicialmente, a análise é restrita à amostra completa. Dada a existência de correlação de corte transversal, reportamos os resultados dos estimadores DFE, MG e PMG apenas para referência. Para fins de clareza de exposição, omitimos os resultados dos parâmetros de curto prazo e das cargas dos fatores, concentrando a análise naqueles parâmetros que se relacionam diretamente à Equação (10).²⁴

A Tabela 7 apresenta as estimativas da velocidade de ajustamento e das elasticidades de longo prazo. Tanto os estimadores uniequacionais CCEMG e CPMG quanto o VECM resultaram em elasticidades de longo prazo positivas. Isso significa que aumentos da renda disponível e no gasto do governo estão associados, no longo prazo, a aumentos do consumo privado. A estimativa do parâmetro referente à velocidade de ajustamento foi negativa, em todos os casos, como esperado dadas as evidências prévias de existência de cointegração.

Para os estimadores de segunda geração, a positividade e significância estatística a 5% reportados na Tabela 7 sugerem que, em termos globais, os gastos do governo devem ser melhor descritos como complementos ao consumo privado. Em outras palavras, no longo prazo, o gasto do governo tende a estimular o consumo privado, implicando o efeito *crowding in*. Com base no modelo teórico sintetizado pela Equação (10), tais resultados sugerem que a complementariedade que caracteriza os agentes não ricardianos mais do que compensa a substitutibilidade inerente ao comportamento ricardiano ($|\lambda\tau_2| > (1 - \lambda\tau_1)$), culminando em um impacto agregado positivo no longo prazo.

Na classe de estimadores uniequacionais, a estimação a partir do CCEMG sugere que um choque do gasto do governo de 1% implica, em média, um aumento do consumo privado de 0,137%, enquanto o resultado para o CPMG implicaria uma elevação de aproximadamente 0,179%. Para o caso multiequacional, o impacto positivo seria da ordem de 0,192%, uma estimativa próxima de sua contrapartida uniequacional. Tal resultado pode ser interpretado como uma evi-

²⁴ Entretanto, reportamos que os coeficientes de curto prazo foram, em geral, positivos e significantes. Com relação aos estimadores CCEMG e CPMG, a estrutura *leads* foi estatisticamente significativa a pelo menos 10% de significância, corroborando a fatoração realizada.

dência de que a decomposição dos resíduos realizada no caso uniequacional ocorreu como esperado.

As velocidades de ajustamento se diferem razoavelmente entre os estimadores. Como discutido por Pesaran e Shin (1999), a imposição da homogeneidade no vetor de cointegração pode resultar em um viés positivo de tal coeficiente, o que pode ser notado pela maior velocidade de retorno ao equilíbrio sugerida pelo estimador CCEMG. Entretanto, deve-se observar que tais resultados sugerem também que os choques fiscais tendem a ser persistentes, já que as velocidades de ajustes foram relativamente baixas.

Tabela 7- Resultados das estimações do P-ECM para a amostra global

	AMOSTRA COMPLETA					
	PRIMEIRA GERAÇÃO			SEGUNDA GERAÇÃO		
	DFE	MG	PMG	CCEMG	CPMG	P-VECM
α_{mg} - VELOCIDADES DE AJUSTAMENTO	-0,199 [0.018]	-0,385 [0.035]	-0,176 [0.030]	-0,788 [0.092]	-0,522 [0.049]	-0,347 [0.083]
θ - ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO						
g_{t-1}	0,318 [0.058]	0,178 [0.126]	0,217 [0.018]	0,137 [0.061]	0,179 [0.017]	0,192 [0.024]
y_{t-1}	0,697 [0.028]	0,913 [0.105]	0,77 [0.017]	0,769 [0.145]	0,632 [0.026]	0,781 [0.023]
AIC	-	-8466	-8127,05	-9978,6	-9505,29	-5395,9
Teste Hausman	-	MG PMG (0.63)		CCEMG CPMG (0.65)		-

Notas: erros padrão entre chaves. Ordem (=1) leads e lags e ordem de defasagem (=2) do VECM de dois estágios determinadas pelo critério AIC. p-valor do teste Hausman entre parênteses. Parâmetros de curto prazo omitidos por brevidade. Valores em negrito indicam significância a 5%.

Fonte: elaboração própria.

Assim, os resultados aqui obtidos estão em linha com aqueles obtidos pela literatura baseada em séries temporais, divergindo de alguns resultados da literatura em painel que ignoram a possibilidade de heterogeneidade de agentes e estão sujeitos à restrição de fatores comuns. O passo seguinte é analisar se as relações de longo prazo podem ser consideradas homogêneas ou heterogêneas. O teste do tipo Hausman, também reportado na Tabela 7, não rejeitou a hipótese nula, dando suporte à hipótese de que o vetor homogêneo gera uma estimação adequada da média da distribuição das relações de longo prazo entre os países.

Do ponto de vista da estratégia adotada neste trabalho, tal resultado sugeriria que as elasticidades do consumo privado com relação ao gasto do governo para agentes ricardianos e não ricardianos tendem a ser semelhantes entre os países, o que iria de encontro à hipótese de efeitos distintos entre grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Mas, como argumentamos anteriormente, devemos esperar que tais distinções existam, uma vez que há evidências de que em países avançados o sistema financeiro é mais desenvolvido. Assim, passamos para a pergunta de maior interesse neste trabalho e investigamos a existência de efeitos distintos do gasto do governo entre países em desenvolvimento e desenvolvidos. Para tanto, reproduzimos estimações e testes de hipóteses realizados para a amostra completa, desta vez para cada uma das subamostras descritas na seção 4.1. Novamente, dadas as evidências de correlação entre as unidades de corte transversal e, por concisão, as estimações obtidas para os estimadores de primeira geração são apresentadas mas não são discutidas.

Os resultados para as subamostras são reportados na Tabela 8, em que o Painel A apresenta os resultados para os países em desenvolvimento e o Painel B para os países desenvolvidos. Iniciando pela velocidade de ajustamento, em ambas as subamostras os coeficientes foram negativos e estatisticamente significantes, em conformidade com os resultados para a amostra completa. De modo semelhante às estimativas prévias para a amostra completa, o CCEMG resultou na maior velocidade de ajustamento, especialmente para os países desenvolvidos. Por outro lado, as estimações do CPMG apontam para uma velocidade levemente superior no grupo de países em desenvolvimento. De todo modo, os resultados como um todo sugerem que a velocidade de ajustamento tende a ser globalmente semelhante, no sentido de que choques na relação de cointegração devem ter persistência similar nas três amostras consideradas.

Analisando a elasticidade de longo prazo do gasto do governo, reportada na Tabela 8, notamos que em ambas as subamostras as estimativas foram positivas, como ocorreu na amostra completa. Note que os resultados para os estimadores *pooled* são virtualmente os mesmos, sugerindo que a decomposição dos erros no caso uniequacional ocorreu como o esperado. Tal conclusão é corroborada pelos testes de exogeneidade fraca.²⁵

²⁵ Ver Tabela 10 no Anexo.

É importante notar nos resultados que, em geral, o impacto de choques fiscais em países em desenvolvimento é duas vezes maior do que o impacto nos países desenvolvidos. Para os estimadores CPMG e VECM, nota-se no PAINEL A que a elasticidade do gasto de governo em países em desenvolvimento é de aproximadamente 0,2%, enquanto o PAINEL B mostra que tal elasticidade é da ordem de 0,1%.

Tabela 8 - Resultados das estimações do P-ECM para as subamostras

PAINEL A - PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO						
	PRIMEIRA GERAÇÃO			SEGUNDA GERAÇÃO		
	DFE	MG	PMG	CCEMG	CPMG	P-VECM
α_{mg} - VELOCIDADES DE AJUSTAMENTO						
	-0,231	-0,403	-0,164	-0,721	-0,523	-0,314
	[0.027]	[0.051]	[0.031]	[0.082]	[0.060]	[0.086]
β - ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO						
g_{t-1}	0,328	0,082	0,241	0,122	0,209	0,203
	[0.079]	[0.114]	[0.025]	[0.112]	[0.018]	[0.027]
y_{t-1}	0,676	0,897	0,751	0,615	0,678	0,81
	[0.085]	[0.171]	[0.027]	[0.191]	[0.038]	[0.032]
AIC	-	-3338,31	-3180,94	-4221,82	-3979,95	-5813,88
Teste Hausman	-	MG PMG (0.63)		CCEMG CPMG (0.69)		-
PAINEL B - PAÍSES DESENVOLVIDOS						
	PRIMEIRA GERAÇÃO			SEGUNDA GERAÇÃO		
	DFE	MG	PMG	CCEMG	CPMG	P-VECM
α_{mg} - VELOCIDADES DE AJUSTAMENTO						
	-0,137	-0,394	-0,200	-0,827	-0,501	-0,382
	[0.017]	[0.051]	[0.049]	[0.084]	[0.071]	[0.063]
β - ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO						
g_{t-1}	0,188	0,082	0,214	0,068	0,109	0,108
	[0.081]	[0.137]	[0.021]	[0.155]	[0.025]	[0.030]
y_{t-1}	0,756	0,953	0,771	0,773	0,759	0,822
	[0.075]	[0.128]	[0.020]	[0.153]	[0.023]	[0.026]
AIC	-	-4749,22	-4755,76	-5325,7	-5611,87	-5185,81
Teste Hausman	-	MG PMG (0.20)		CCEMG CPMG (0.75)		-

Notas: erros padrão entre chaves. Ordem (=1) leads e lags e ordem de defasagem (=2) do VECM de dois estágios determinadas pelo critério AIC. p-valor do teste Hausman entre parênteses. Parâmetros de curto prazo omitidos por brevidade. Valores em negrito indicam significância a 5%.

Fonte: elaboração própria.

Entretanto, é importante mencionar as estimativas da elasticidade de longo prazo do gasto do governo no caso do estimador CCEMG não foram significativas em nenhuma das subamostras, mesmo a 10% de

significância. Este resultado pode ser devido à falta de precisão de tal estimador com $N = 24$, já que na amostra completa com $N = 48$ o impacto de longo prazo do gasto do governo foi significativo. Tal conclusão está em linha com o teste Hausman para homogeneidade do vetor de cointegração, que sugeriu que as relações de cointegração são estatisticamente similares em cada subamostra.²⁶

Finalmente, dada a evidência de que países desenvolvidos possuem mercados de crédito mais desenvolvidos e, portanto, proporcionalmente menos consumidores não ricardianos, os resultados obtidos estão de acordo com o que esperávamos. Os efeitos do gasto de governo sobre o consumo privado são maiores na subamostra de países em desenvolvimento. Em outras palavras, o menor impacto dos choques de gastos do governo nos países desenvolvidos pode ser interpretado como decorrente de uma maior parcela de agentes ricardianos nestas economias relativamente aos países em desenvolvimento, o que é coerente com as interpretações e resultados obtidos por Schclarek (2007) e Tagkalakis (2008) que usam uma metodologia diferente da implementada neste trabalho.

De todo modo, embora distintos entre os países em desenvolvimento e desenvolvidos, as elasticidades estimadas não são em nenhum caso elevadas. Neste sentido, os resultados sugerem que nos dois grupos de países há uma presença não desprezível de agentes ricardianos.²⁷

7. Conclusões

Neste artigo, buscamos analisar teórica e empiricamente os efeitos de choques fiscais sobre o consumo privado agregado. Ainda que esta seja uma questão já amplamente abordada pela literatura, os resultados da literatura não são consensuais dado que, conforme discutido na revisão da literatura deste artigo, alguns autores sugerem que os

²⁶ Implementamos dois testes simples de diferença de coeficientes entre as amostras para atestar que os resultados são estatisticamente distintos. A estatística-*t* de diferença nos coeficientes associado ao gasto resultou em 3.25, enquanto a estatística multivariada T^2 de Hotelling resultou em 332.70, com ambos os testes rejeitando fortemente a hipótese de igualdade nos coeficientes aos níveis usuais de significância.

²⁷ Para fins de comparação, Ho (2001) e Eriksson (2005) reportam valores de estimações *pooled* de τ_1 entre -0.53 e -0.59 para países da OCDE, enquanto Alessandro (2010) reporta uma elasticidade a choques fiscais da ordem de 0.21 para as regiões italianas.

gastos públicos são substitutos do consumo privado, ao passo que outros sugerem que são complementares.

Visando trazer novas contribuições para este debate, este trabalho foi dividido em duas partes. Na primeira, inspirados em Mankiw (2000), utilizamos um modelo com heterogeneidade entre os agentes em que parte deles segue regras de otimização intertemporal, enquanto os demais consomem de acordo com a renda corrente, em virtude da falta de acesso ao crédito. Os consumidores otimizadores, intitulados ricardianos, comportar-se-iam como previsto pelo PER, enquanto os demais consumidores, intitulados de não ricardianos, teriam comportamento distinto, de modo que o impacto do gasto do governo sobre o consumo privado agregado dependeria essencialmente da proporção de consumidores não ricardianos.

Com base nesta estrutura teórica, utilizamos na segunda parte do artigo modelos de correção de erros em painel com o objetivo de estimar a elasticidade de longo prazo do consumo privado agregado em relação ao gasto do governo para um painel com 48 países no período de 1975 a 2009. Além disto, como existe vasta evidência de que a proporção de agentes não ricardianos é maior em países de menor renda, que são justamente os que apresentam mercado de crédito menos desenvolvido, dividimos nossa mostra entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, o que nos permitiu investigar de maneira indireta se restrições à liquidez exercem algum papel na propagação de choques fiscais sobre o consumo privado. Assim, nosso artigo contribui com o atual estado das artes tanto ao empregar um método econométrico mais recente como também ao empregá-lo para dois grupos de países que exibem disparidades econômicas significativas.

Os resultados indicaram que o gasto do governo *crowds in* o consumo privado, sugerindo que ambos são complementares tanto na amostra completa quanto nas subamostras de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Além disso, encontramos evidência de que a elasticidade do gasto de governo para o grupo de países em desenvolvimento possui magnitude cerca de duas vezes maior do que aquela estimada para o grupo de países desenvolvidos. Este resultado está em conformidade com a evidência de maior restrição à liquidez em países em desenvolvimento, dando suporte à hipótese de que existe um papel para as restrições de liquidez na propagação de choques fiscais. De todo modo, as elasticidades obtidas foram pequenas o que,

do ponto de vista teórico, seria resultado do comportamento distinto dos agentes ricardianos e não ricardianos. As reações distintas dos agentes ao choque fiscal mitigaria seus efeitos.

Devemos ressaltar, contudo, que a plausibilidade de nossos resultados baseia-se na hipótese de que as relações de longo prazo são estáveis ao longo do período considerado, deixando para pesquisas futuras a possibilidade de variação na fração de agentes restritos ao crédito e quebras estruturais.

Referências

- ALESSANDRO, A. How Can Government Spending Affect Private Consumption? A Panel Cointegration Approach. *European Journal Of Economics, Finance and Administrative Sciences*, v. 18, n. 18, 2010.
- ANORUO, E. Government spending and private consumption among select African countries: a panel data approach. *Indian Journal of Economics and Business*, v. 4, n. 2, p. 249–256, 2005.
- ASCHAUER, D. A. Fiscal policy and aggregate demand. *The American Economic Review*, v. 75, n. 1, p. 117–127, 1985.
- AUTERI, M.; COSTANTINI, M. A panel cointegration approach to estimating substitution elasticities in consumption. *Economic Modelling*, v. 27, n. 3, p. 782–787, 2010.
- BAI, J.; NG, S. A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, v. 72, n. 4, p. 1127–1177, 2004.
- BAILEY, M. J. *National income and the price level: a study in macrotheory*. 2. ed. [s.l.] McGraw-Hill, 1971.
- BARRO, R. J. Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095, jan. 1974.
- BARRO, R. J. Output effects of government purchases. *Journal Of Political Economy*, v. 89, n. 6, p. 1086–1121, 1981.
- BILBIIE, F. O.; STRAUB, R. Fiscal policy, business cycles and labor-market fluctuations. *MNB Working Papers*, 2004.
- BINDER, M.; BRÖCK, S. 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.[s.l.] Emerald Group Publishing Limited, 2012. p. 43–86.
- BINDER, M.; OFFERMANN, C. International investment positions and exchange rate dynamics: a dynamic panel analysis. *Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 23/2007*, 2007.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002.
- BREITUNG, J. A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, v. 24, n. 2, p. 151–173, 2005.

- CAMPBELL, J. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. *Econometrica*, v. 55, n. 6, p. 1249–1273, 1987.
- CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G. *Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence*, NBER Working Paper, w2924, 1989.
- CHUDIK, A.; PESARAN, M. H.; TOSETTI, E. Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal*, v. 14, n. 1, p. C45–C90, 2011.
- COENEN, G.; STRAUB, R. Does Government Spending Crowd in Private Consumption? Theory and Empirical Evidence for the Euro Area. *International Finance*, Working Paper Series. v. 8, n. 3, p. 435–470, dez. 2005.
- DAHMARDEH, N.; PAHLAVANI, M.; MAHMOODI, M. Government Spending and Private Consumption in Selected Asian Developing Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, v. 64, n. 64, 2011.
- ERIKSSON, Å. A Panel Cointegration Analysis of the Relation between Private and Government Consumption. *Working Papers, Department of Economics, Lund University*, Working Papers, Department of Economics, Lund University. p. 39, 2005.
- EVANS, P.; KARRAS, G. Private and government consumption with liquidity constraints. *Journal of International Money and Finance*, v. 15, n. 2, p. 255–266, 1996.
- FATÁS, A.; MIHOV, I. *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*. [s.l.: s.n.].
- FLAVIN, M. The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *The Journal of Political Economy*, v. 89, n. 5, p. 974–1009, 1981.
- FORNI, M.; LIPPI, M. *Aggregation and the Microfoundations of Dynamic Macroeconomics*. [s.l.] Oxford University Press, 1998.
- GALI, J.; LOPEZ-SALIDO, J. D.; VALLES, J. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, v. 5, n. 1, p. 227–270, mar. 2007.
- GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, J. D.; VALLÉS, J. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, v. 5, n. 1, p. 227–270, 2007.
- GRAHAM, F. Fiscal policy and aggregate demand: comment. *The American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 659–666, 1993.
- HALL, R. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal Of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 971–987, 1978a.
- HALL, R. E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence. *Journal Of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 971–987, 1978b.
- HATZINIKOLAOU, D. Sensitivity of consumption to income and to government purchases: some specification and estimation issues. *Applied Economics*, v. 32, n. 6, p. 767–775, 2000.
- HEBOUS, S. The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates: a reappraisal. *Journal of Economic Surveys*, 2011.
- HENDRY, D.; MIZON, G. Serial correlation as a convenient simplification, not a nuisance: A comment on a study of the demand for money by the Bank of England. *The Economic Journal*, v. 88, n. 351, p. 549–563, 1978.
- HO, T. The government spending and private consumption: a panel cointegration analysis. *International Review of Economics & Finance*, v. 10, n. 1, p. 95–108, 2001.
- JACINTO, P. DE A.; RIBEIRO, E. P. Co-integração, efeitos crowding-in e crowding-out entre investimento público e privado no brasil: 1973-1989. *Teoria e Evidência Econômica*, v. 6, n. 11, p. 143–156, 1998.
- JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR model: Methodology and Applications*. [s.l.] Oxford University Press, 2006.

- KAO, C.; CHIANG, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Science*, v. 15, p. 179–222, 2001.
- KARRAS, G. Government spending and private consumption: some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 26, n. 1, p. 9–22, 1994.
- KORMENDI, R. C. Government debt, government spending, and private sector behavior. *The American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 994–1010, 1983.
- KREMERS, J.; ERICSSON, N.; DOLADO, J. J. The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 325–348, 1992.
- KWAN, Y. The direct substitution between government and private consumption in East Asia. In: *Fiscal Policy and Management in East Asia, NBER-EASE*. NBER Chapters. [s.l.] National Bureau of Economic Research, 2007. v. 16p. 45–58.
- LARSSON, R.; LYHAGEN, J. Inference in Panel Cointegration Models With Long Panels. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 25, n. 4, p. 473–483, 2007.
- MANKIW, N. G. The savers-spenders theory of fiscal policy. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 120–125, 2000.
- NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703, 1987.
- NIEH, C.-C.; HO, T. Does the expansionary government spending crowd out the private consumption? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 46, n. 1, p. 133–148, 2006.
- PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 4, p. 1399–1436, 1999.
- PEROTTI, R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *CEPR Discussion Paper no. 4842*. London, Centre for Economic Policy, 2005.
- PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *CESifo Working Paper Series No. 1229; IZA Discussion Paper No. 1240*, 2004.
- PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006.
- PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 2, p. 265–312, 2007.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, v. 94, n. 446, p. 621–634, 1999.
- PESARAN, M. H.; SMITH, R. Econometrics Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 79–113, 1995.
- PHILLIPS, P.; MOON, H. Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data. *Econometrica*, v. 67, n. 5, p. 1057–1111, 1999.
- PHILLIPS, P.; SUL, D. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal*, v. 6, n. June 2002, p. 217–259, 2003.
- RAMEY, V. A. Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, 2011.
- SARANTIS, N.; STEWART, C. Liquidity constraints, precautionary saving and aggregate consumption: an international comparison. *Economic Modelling*, v. 20, n. 6, p. 1151–1173, 2003.
- SCHCLAREK, A. Fiscal policy and private consumption in industrial and developing countries. *Journal of Macroeconomics*, v. 29, n. 4, p. 912–939, 2007.
- SONAGLIO, C. M.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Investimento Público e Privado no Brasil: Evidências dos Efeitos Crowding-In e Crowding-Out no Período 1995-2006. *Revista Economia*, v. 11, n. 2, p. 383–401, 2010.
- TAGKALAKIS, A. The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions. *Journal of Public Economics*, v. 92, n. 5-6, p. 1486–1508, 2008.

- URBAIN, J. On weak exogeneity in error correction models. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, v. 2, n. 54, p. 187–208, 1992.
- VAIDYANATHAN, G. Consumption, liquidity constraints and economic development. *Journal of Macroeconomics*, v. 15, n. 3, p. 591–610, 1993.
- WESTERLUND, J. Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 69, n. 6, p. 709–748, 2007.

8 - Anexo

Tabela 9- 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: 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 própria.

Tabela 10- Resultados dos testes de exogeneidade fraca

	AMOSTRA COMPLETA	PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO	PAÍSES DESENVOLVIDOS
TESTES SOBRE ξ_{t-1}			
$\tilde{\alpha}_{g,ij} \Delta g_{it}$	-0.032 (0.22)	-0.002 (0.96)	0.032 (0.40)
$\tilde{\alpha}_{y,ij} \Delta y_{it}$	0.011 (0.61)	-0.042 (0.11)	0.002 (0.09)

Notas: Estimações baseadas no estimador CCEMG utilizando os "resíduos" de cointegração, ξ_{t-1} , obtidos num primeiro estágio. p-valor do teste de significância estatística entre parênteses.