Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto
Departamento de Economia
Programa de Pós-graduação em Economia

Gian Paulo Soave

Gastos do governo e consumo privado: uma abordagem de correção de
erros em painel.

Orientador: Prof. Dr. Sergio Naruhiko Sakurai

Ribeirão Preto
Estado de São Paulo - Brasil

2012

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Sergio Kannebley Jr.
Chefe do Departamento de Economia

GIAN PAULO SOAVE

**GASTOS DO GOVERNO E CONSUMO PRIVADO: UMA ABORDAGEM DE CORREÇÃO DE ERROS
EM PAINEL.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Orientador: Prof. Dr. Sergio Naruhiko Sakurai

Ribeirão Preto
Estado de São Paulo - Brasil
Dezembro, 2012

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Soave, Gian Paulo.

Gastos do Governo e Consumo Privado: Uma Abordagem de Correção de Erros em Paineis. Ribeirão Preto, 2012.

92 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Sakurai, Sergio Naruhiko

1. Consumo Privado 2. Gastos do Governo 3. Cointegração em Paineis
4. Países Desenvolvidos 5. Países em Desenvolvimento.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Gian Paulo Soave

Gastos do Governo e Consumo Privado: Uma Abordagem de Correção de Erros em Pannel.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Aprovada em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família pelo apoio incondicional e compreensão pelos momentos em que não estive por perto: meus pais, Itamar e Alice, e minhas irmãs, Carol e Carla. Agradeço também à Raíssa, pelo carinho e força fundamentais para que eu conseguisse seguir em frente com esta dissertação.

Ao Prof. Dr. Sérgio Nahuriko Sakurai, por toda a enorme dedicação dispendida: em me atender e orientar, em conselhos, em revisões, no artigo, por todos os ensinamentos, enfim... E também pela confiança ao me recomendar ao Doutorado. Nesse ínterim, agradeço também ao Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr., além de agradece-lo pela participação em minha banca.

Aos autores que gentilmente cederam seus códigos computacionais, sem os quais esta dissertação não poderia ter sido empreendida: Prof. Jorg Breitung, Prof. M. Hashen Pesaran, Prof. Johan Lyhagen, Prof. Serena Ng, além do Prof. Dr. Emerson F. Marçal pela gentileza em ceder seu código em Matlab e também por aceitar participar da banca desta dissertação.

Por fim, agradeço à CAPES pelo financiamento dos meus estudos e à todos os envolvidos no programa de pós-graduação em economia da FEA-RP.

Resumo

SOAVE, G. P. **Gastos do Governo e Consumo Privado: Uma Abordagem de Correção de Erros em Panel.** Ano. 2012f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, Ano.

Contribuições recentes em teoria econômica têm sugerido que os efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado dependem da interação entre agentes otimizadores e não-otimizadores, dada a restrição de liquidez dos últimos. Este trabalho analisa empiricamente tal hipótese estimando modelos de correção de erros em painel uniequacionais (P-ECM) e multiequacionais (P-VECM) para um painel com 48 países, assumindo uma estrutura de dependência de corte transversal 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 o gasto do governo *crowds in* o consumo privado agregado no longo prazo, sugerindo que o gasto do governo e o consumo privado podem ser descritos como bens complementares, e que os efeitos são duas vezes maiores nos países em desenvolvimento relativamente aos desenvolvidos, dando suporte às hipóteses testadas.

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

Abstract

SOAVE, G. P. **Government Spending and Private Consumption: A Panel Error Correction Approach**. Ano. 2012f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, Ano.

Recent contributions in economic theory have proposed that the observed effects of government spending on private consumption depend on the interaction between optimizing and non-optimizing agents, i.e., those who are liquidity constrained. This dissertation empirically analyzes this hypothesis by estimating panel error-correction models both uniequational (P-ECM) and multiequational (P-VECM) in a panel of 48 countries, assuming cross-sectional dependence structure and applying some of most recently developed methodologies on panel cointegration. Under the hypothesis that developing countries have a higher fraction of non-optimizing agents (with credit constraints), the dissertation analyzes the existence of different effects on developed and developing countries. The results show that government spending crowds in private consumption in the long run, suggesting that government spending and private consumption can be described as complementary goods, and that the effects are two times as larger in developing countries as in developed ones, supporting the tested hypothesis.

Keywords. Private Consumption, Government Spending, Panel Cointegration, Developed Countries, Developing Countries

Sumário

Resumo	7
Abstract	8
1 Introdução	13
2 Revisão da Literatura	17
3 Estrutura Teórica	21
3.1 O modelo	22
3.1.1 Agentes Ricardianos	22
3.1.2 Agentes Não-Ricardianos	23
3.1.3 Consumo Agregado	24
3.1.4 Análise Empírica	25
4 Estratégia Econométrica	27
4.1 Introdução	27
4.2 Testes de Hipótese	30
4.2.1 Teste de Correlação <i>Cross-Section</i>	31
4.2.2 Testes de Raiz Unitária em Paineis	31
4.2.3 Testes de Raiz Unitária na Presença de Correlação <i>Cross-Section</i>	33
4.2.4 Testes de Cointegração em Paineis	35
4.2.5 Testes de Cointegração na Presença de Correlação <i>Cross-Section</i>	36
4.2.6 Teste de Homogeneidade do Vetor de Cointegração	39
4.2.7 Teste de Exogeneidade Fraca	40
4.3 Estimando a Relação de Cointegração	41
4.3.1 Métodos Uniequacionais para Séries em Nível	41
4.3.2 Métodos Uniequacionais para Modelos de Correção de Erros	43
4.3.3 Métodos Multiequacionais para Modelos de Correção de Erros	46
4.3.4 Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas em Paineis	49
4.4 Dados	49

5 Resultados	53
6 Conclusões	65
Referências Bibliográficas	68
Lista de Abreviações	74
Anexos	75
A.1 Testes adicionais de raiz unitária	75
A.2 Lista de países para o teste Larsson e Lyhagen (2007)	76
A.3 Teste de exogeneidade fraca	76
A.4 Resultados individuais baseados nas estimações do CPMG	77
B.1 Estimções baseadas no DOLS	81
C Comportamento das variáveis no período de interesse	83

Lista de Figuras

1	Comportamento médio das variáveis entre 1975-2009	51
2	Resposta média do consumo privado ao choque de gasto no caso Global .	64
3	Resposta média do consumo privado ao choque de gasto em países em desenvolvimento	64
4	Resposta média do consumo privado ao choque de gasto em países desenvolvidos	64
C.1	Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - I	83
C.2	Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - II	84
C.3	Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - III	85
C.4	Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - IV	86
C.5	Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - V	87
C.6	Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - I	88
C.7	Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - II	89
C.8	Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - III	90
C.9	Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - IV	91
C.10	Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - V	92

Lista de Tabelas

1	Resumo das características dos estimadores	48
2	Descrição da amostra Global e das subamostras	50
3	Lista de países da amostra Global e das subamostras	50
4	Teste-CD de Pesaran (2004) de independência <i>cross-section</i>	53
5	Testes de raiz unitária sob presença de fatores comuns	54
6	Testes de cointegração de Westerlund (2007)	55
7	Teste de Larsson e Lyhagen (2007)	56
8	Modelo de Correção de Erros Para Amostra Global	58
9	Modelos de Correção de Erros para as Subamostras	61
10	Modelos de Correção de Erros na Presença de Fatores Comuns para as Subamostras	62
A.1	Testes de raiz unitária sob presença de fatores comuns	75

A.2	Lista de países e grupos para o teste de Larsson e Lyhagen (2007)	76
A.3	Resultados dos testes de exogeneidade fraca	76
A.4	Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo para a subamos- tra de países desenvolvidos	77
A.5	Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo para a subamos- tra de países desenvolvidos	78
A.6	Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo para a subamos- tra de países em desenvolvimento	79
A.7	Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo para a subamos- tra de países desenvolvidos	80
B.1	Modelo Baseado em Análise de Resíduos	81
B.2	Sinais dos efeitos obtidos pela literatura de cointegração em painel . . .	82

1 Introdução

Ao longo das últimas três décadas, a ciência econômica tem aumentado seus esforços a fim de entender os efeitos do gasto do governo sobre a atividade econômica e, mais especificamente, sobre o consumo privado. Neste contexto, uma questão relevante é se os gastos agregados podem ser considerados substitutos ou complementos do consumo privado agregado no sentido de Edgeworth-Pareto, e em que grau¹. 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 tradicionais, os efeitos preditos de mudanças no gasto do governo sobre o consumo privado carecem de consenso. Como observa [Galí et al. \(2007\)](#), as visões neoclássica – cujos agentes são assumidos otimizadores (ricardianos) – e keynesiana – cujos agentes são assumidos não-otimizadores – baseiam-se em hipóteses que implicam em efeitos de choques de gasto 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 admitirem a existência de efeitos multiplicadores de gasto sobre o produto – proveniente do aumento do trabalho –, preveem reduções no consumo privado em resposta ao aumento no gasto 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, preveriam 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 ([BILBIE; STRAUB, 2004](#)).

Por outro lado, modelos com base na teoria keynesiana, tais como o IS-LM, pre-

¹De acordo com tal critério, o consumo privado e o gasto do governo seriam “rivais líquidos” se o aumento da quantidade de um implicar uma redução na utilidade marginal do outro e “complementares líquidos” se o efeito sobre a utilidade marginal for positivo ([KARRAS, 1994](#)).

sumem que o aumento no gasto do governo elevaria o consumo privado como consequência do efeito multiplicador. Isso implica que em tais modelos os agentes teriam comportamento não-ricardiano², tomando decisões de consumos baseadas não em sua riqueza ao longo da vida, mas em sua renda atual disponível³.

Estes problemas foram primeiramente observados por [Mankiw \(2000\)](#), que argumenta que a baixa capacidade preditiva de tais abordagens teóricas em face dos dados empíricos se deve às suas hipóteses acerca dos comportamentos dos agentes representativos nos modelos. De acordo com o autor, modelos macroeconômicos, particularmente considerando a política fiscal, devem assumir estruturas menos restritivas em termos comportamentais, acomodando uma forma heterogênea tal que se admita na economia tanto agentes restritos, quanto os não restritos ao crédito⁴.

Tal crítica sugeriu à recente literatura baseada em modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) novo-keynesiana a proposição de modelos canônicos que consideram a coexistência de agentes ricardianos e keynesianos numa mesma economia. Nestes modelos, os efeitos implicados do gasto do governo sobre o consumo privado refletiriam a interação entre o comportamento otimizador intertemporal dos agentes ricardianos – dada sua característica *forward-looking* – e o comportamento *rule-of-thumb* dos agentes não-ricardianos. Com isso, um choque de gasto de governo poderia produzir efeitos positivos ou negativos sobre o consumo privado, a depender do grau de heterogeneidade 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 et al. \(2007\)](#) e [Tagkalakis \(2008\)](#), embora a magnitude dos efeitos ainda seja uma questão controversa 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

²Tal comportamento é chamado na literatura de *rule-of-thumb* e foi introduzido no sentido considerado aqui por [Campbell e Mankiw \(1989\)](#).

³Nesta 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 et al. \(2007\)](#) e [Horvath \(2009\)](#)).

⁴[Mankiw \(2000\)](#) argumenta que estruturas para modelos macroeconômicos dinâmicos do tipo Barro-Ramsey e Diamond-Samuelson são restritivas já que assumem 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 a validade da hipótese da renda permanente, hipótese que não apresenta um claro suporte em termos de evidências empíricas.

impactos dos gastos refletiriam a interação dos comportamentos dos agentes ricardianos e não-ricardianos na economia. Em suma, a existência de efeitos positivos implica que a restrição à liquidez exerceria papel fundamental na propagação dos choques fiscais, de tal forma que o aumento no consumo dos agentes não-otimizadores mais do que compensaria a redução do consumo dos agentes otimizadores.

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 o gasto 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 deveriam 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 tendem a ser menos desenvolvidos.

Assim, este trabalho tem dois objetivos. Em primeiro lugar, baseado numa estrutura teórica derivada da chamada abordagem da equação de Euler modificada, 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, pelo fato de 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 podem haver respostas assimétricas causadas tanto pela interação entre agentes otimizadores e não-otimizadores, como também por falhas de mercado como a assimetria de informação, por exemplo, resultando em diferentes efeitos de curto e longo prazos.

Em segundo lugar, esta dissertação tem o objetivo de 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, dado 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 trabalho está dividido em seis seções, além desta introdução. A seção 2 contém uma breve revisão das literaturas teórica e empírica no contexto deste trabalho. A seção 3 apresenta a estrutura teórica a ser seguida. Na seção 4 apresentam-se os dados e a estratégia de estimação utilizados. Os resultados obtidos estão dispostos na seção 5, enquanto a seção 6 contém as conclusões.

2 Revisão da Literatura

A existência de certo grau de substitubilidade 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 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 à escolhas distintas de taxas de impostos, obtendo resultados análogos.

A hipótese de substitubilidade é contestada por [Karras \(1994\)](#), que testa a existência de substitubilidade 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. Os 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 e Pagano \(1990\)](#) busca identificar sob quais condições existiriam efeitos não-keynesianos em resposta a choques de gastos de governo. O trabalho provê 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).

Os resultados de alguns desses autores parecem denotar evidências a favor da hipótese de *crowding out*. Entretanto, dois pontos precisam ser considerados: primeiramente, alguns desses resultados estão sujeitos à problemas de especificação econométrica, já

que variáveis como consumo privado e gastos do governo frequentemente apresentam tendências estocásticas e muitos dos trabalhos citados utilizam procedimentos que assumem estacionariedade das séries⁵; em segundo lugar, deve-se considerar que a hipótese da renda permanente tem pouca aderência aos dados empíricos e que há poucos indícios na literatura de queda significativa no nível de consumo privado em resposta ao aumento dos gastos do governo, tal como previa a visão neoclássica ([GALÍ et al., 2007](#)). Contudo, em se tratando de análise de séries temporais, muitos estudos empíricos têm apontado evidências de que tais impactos sejam positivos, embora ainda existam controvérsias acerca da magnitude e duração dos efeitos.

[Giavazzi et al. \(2000\)](#) analisa a existência de efeitos não lineares dos 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 e Mihov \(2000\)](#), [Blanchard e 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 e Mihov \(2000\)](#) obtém efeito multiplicador estimado maior do que a unidade, [Blanchard e Perotti \(2002\)](#) e [Perotti \(2005\)](#) apontam para multiplicadores pequenos.

[Heppke-Falk et al. \(2006\)](#) reproduzem o experimento de [Blanchard e Perotti \(2002\)](#) para a Alemanha, encontrando evidências de efeitos positivos dos gastos do governo sobre o consumo, embora com baixa significância estatística e pequena magnitude. Nesta linha de pesquisa, [Mountford e Uhlig \(2009\)](#), baseando-se em abordagem bayesiana, propõem um VAR cujos resultados sugerem que a política fiscal seria mais eficiente promovendo cortes de impostos, ao invés de elevação de gastos.

A fim de reconciliar a teoria aos dados, a literatura DSGE tem testado distintos conjuntos de hipóteses, tais como em [Ganelli \(2005\)](#), que desenvolve um modelo para economia aberta capaz de reproduzir alguns dos efeitos previstos pelos modelos keynesianos sem microfundamentos, em [Linnemann e Schabert \(2006\)](#), que assume que os gastos do governo exercem impacto produtivo na economia, em [Ganelli \(2007\)](#), que

⁵Para uma discussão sobre os resultados desta literatura, ver [Eriksson \(2005\)](#).

introduz competição imperfeita, preços rígidos e desvios da equivalência ricardiana, em [Galí et al. \(2007\)](#), que apresenta um modelo com agentes heterogêneos e preços rígidos, em [Bouakez e Rebei \(2007\)](#), que assume agentes com formação de hábito, em [Ganelli e Tervala \(2009\)](#), que introduz o conceito de complementariedade num modelo teórico dinâmico 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. Em geral, esta literatura conclui que a correta calibração dos modelos pode levar à previsões teóricas semelhantes aos resultados empíricos. Para os testes empíricos, tal literatura, em geral, baseia-se em VAR bayesianos⁶.

Recentemente, tem crescido o uso de dados em painel para tais análises, devido aos ganhos de eficiência, maior quantidade de informação, maior variabilidade, maior grau de liberdade e menor grau de colinearidade entre as variáveis ([BALTAGI, 2005](#)). Contudo, 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 por meio do estimador DOLS de [Kao e Chiang \(2001\)](#). Seus resultados indicam que, ao se incluir a renda disponível no modelo, a hipótese de *crowding out* não é rejeitada, provendo 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 et al. \(2011\)](#), 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 ao impulso do governo. Tal análise também foi realizada por [Eriksson \(2005\)](#) em um painel de vinte e três países da OCDE que, por meio de procedimento de cointegração em painel baseado em análise CUSUM, obtém evidências a favor da hipótese de complementariedade para a maioria dos países analisados, embora tenha

⁶Para uma breve revisão das variações nos modelos, ver [Ganelli e Tervala \(2009\)](#).

havido alguns poucos casos de suporte à hipótese de substitubilidade.

Usando dados de vinte e três países da OCDE no período de 1981 a 2000, [Nieh e Ho \(2006\)](#) analisa a elasticidade de substituição do consumo tanto intra quanto intertemporalmente. Os resultados favorecem a hipótese de complementariedade, mesmo em termos intratemporais. [Auteri e Costantini \(2010\)](#) replicam tal experimento numa amostra contendo 15 países europeus, obtendo resultados contrários aos de [Nieh e Ho \(2006\)](#).

Analizando 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 evidência de que, nas recessões, dado o aumento da fração de indivíduos com restrição ao crédito, o comportamento suavizador de consumo se reduz, tornando a política fiscal mais efetiva em termos de instrumento de política de estímulo ao consumo privado.

[Alessandro \(2010\)](#) analisa o efeito dos gastos do governo em vinte 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, não obtendo resultados favoráveis.

Assim, embora a maior parte das evidências empíricas fornecidas pelas literaturas baseadas em séries temporais puras e DSGE pareçam apontar para um resultado consensual de que o gasto do governo afetaria positivamente o consumo privado, a literatura baseada em painel ainda apresenta resultados divergentes entre si e entre as outras metodologias. Entretanto, alguns procedimentos em painel impõem restrições para a relação dinâmica entre o consumo privado e o gasto do governo que tendem a invalidar os resultados obtidos. Estes problemas serão discutidos ao longo das seções 4 e 5.

3 Estrutura Teórica

Nesta seção, desenvolve-se a estrutura lógica que descreve a relação dinâmica entre o consumo privado agregado – a soma dos consumos dos agentes representativos do modelo –, o gasto do governo e da renda disponível na economia.

Para tanto, segue-se a chamada abordagem da equação de Euler modificada, em que se utiliza equações de Euler para descrever o comportamento do agente otimizador intertemporal – ou seja, aquele agente que respeita condições de primeira ordem para a maximização de sua utilidade intertemporal sob expectativas racionais –, somada a uma estrutura que não necessariamente requer soluções de maximização intertemporal. Assim, a abordagem da equação de Euler modificada utiliza o conceito de grupos representativos, ao invés de um único agente representativo, como proposto em [Campbell e Mankiw \(1989\)](#).

Estruturas com heterogeneidade de agentes que consideram o gasto do governo como sugere [Mankiw \(2000\)](#) foram inicialmente abordadas por [Karras \(1994\)](#), embora enfatizando a questão principalmente do ponto de vista empírico. Como discutido anteriormente, do ponto de vista dos modelos econômicos, tal questão tem ganhado crescente interesse, principalmente após o trabalho de [Galí et al. \(2007\)](#).

Para se obter a dinâmica o consumo privado agregado da economia, assume-se que este é resultado da interação dois tipos de agentes: os ricardianos – que consomem com base em sua renda permanente e respeitam as condições de otimização intertemporal dadas pela equação de Euler – e os não-ricardianos (ou agentes *rule-of-thumb*) – que consomem em função de sua renda disponível a cada período, não seguindo uma regra de otimização intertemporal.

O mecanismo é construído de modo que a especificidade da heterogeneidade dos agentes e suas respostas antagônicas a um choque de gasto do governo repercutem-se no comportamento do consumo agregado, tanto em termos de sinal de impacto quanto de magnitude: enquanto os ricardianos reduziriam seu consumo presente a fim de arcar com os custos de financiamento do gasto extra no futuro, os não-ricardianos tenderiam a aumentar seu consumo devido à elevação de seu poder de compra, já que, para estes agentes, o gasto do governo deve ter um caráter de complementariedade.

3.1 O modelo

Conforme discutido, a economia é composta por dois tipos de agentes. Os não-ricardianos compõem uma fração $\lambda \in [0, 1]$ da população, enquanto os ricardianos consistem da fração $1 - \lambda$ restante. Assim, o consumo agregado per capita nesta economia é dado por uma média ponderada do consumo dos agentes não-ricardianos, C_t^{NR} , e dos agentes ricardianos, C_t^R , com pesos λ e $1 - \lambda$, respectivamente. Portanto:

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

3.1.1 Agentes Ricardianos

O comportamento otimizador intertemporal do agente ricardiano representativo requer a maximização de sua utilidade esperada descontada ao longo da vida. A hipótese comum na literatura é assumir, como em [Bailey \(1971\)](#), que o consumo efetivo do agente ricardiano representativo no período t é dado por $C_t^{*R} = C_t^R + \tau_1 G_t$, em que o parâmetro τ_1 mede se, e em que medida, o gasto do governo complementa ou substitui o consumo privado.

Dado o comportamento *looking forward* do agente otimizador, a validade da hipótese de equivalência ricardiana requer a restrição de que $0 \leq \tau_1 \leq 1$, implicando uma redução no consumo de bens privados por parte do agente ricardiano em face de um aumento previsto de gasto de governo. Além disso, tal hipótese requer assumir ausência de restrição ao crédito e à poupança, tal que o consumo deste agente possa ser completamente suavizado ao longo de sua vida. A equivalência ricardiana requer, ainda, a validade da hipótese de renda permanente.

Sob tais condições, o problema de maximização do agente ricardiano representativo é dado por:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & E_t \sum_{s=0}^{\infty} \vartheta^{-s} u(C_{t+s}^{*R}), \quad u'_{c^R} > 0, \quad u''_{c^R} < 0, \\ \text{sujeito à} \quad & A_{t+1}^R - B_{t+1}^G = (1 + r)[(A_t^R - B_t^G) + Y_t^d - (1 - \tau_1)G_t - C_t^{*R}], \end{aligned} \quad (2)$$

em que $u(\cdot)$ é uma função de utilidade côncava, ϑ é o fator de desconto intertemporal, A_t é o estoque de ativos financeiros reais de posse do agente ricardiano, B_t é a dívida

do governo e Y_t^d é a renda real disponível. A função Lagrangeana pode ser expressa por:

$$E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \vartheta^{-s} u(C_{t+s}^{*R}) - \mu_t \{ (A_{t+1}^R - B_{t+1}^G) - (1+r)[(A_t^R - B_t^G) + Y_t^d - (1-\tau_1)G_t - C_t^{*R}] \} \right], \quad (3)$$

em que μ_t é o multiplicador de lagrange associado à restrição orçamentária do indivíduo. As condições de primeira ordem para o período t resultam em:

$$\frac{\partial U_t}{\partial C_t^{*R}} = \mu_t \quad \text{e} \quad E_t[\vartheta \mu_{t+1}] = (1+r)^{-1} \mu_t$$

Substituindo $\partial U_t / \partial C_t^{*R}$ em μ_t e μ_{t+1} e assumindo-se que a taxa de juros real r seja constante, a condição de primeira ordem para (3) requer que a seguinte equação de Euler seja satisfeita:

$$E_t u'(C_{t+1}^R) = (1+r)^{-1} \vartheta u'(C_t^R) \quad (4)$$

Seguindo [Karras \(1994\)](#), utilizando o resultado de [Hall \(1978\)](#) de que mudanças na utilidade marginal ao longo do tempo são negligenciáveis, é razoável assumir que $\vartheta = 1 + \delta$, em que $\delta = r$ é a taxa de impaciência do agente. Com isso, a expressão (4) implica que o consumo do agente ricardiano deve ser constante ao longo do tempo.

Assim, utilizando-se (4), a expressão para C_t^{*R} torna-se:

$$E_t(C_{t+1}^R + \tau_1 G_{t+1}) = C_t^R + \tau_1 G_t, \quad (5)$$

implicando, em última instância, que:

$$C_t^R = C_{t-1}^R - \tau_1(G_t - G_{t-1}) + \epsilon_t \quad (6)$$

em que $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\epsilon)$ representa inovações na renda permanente.

3.1.2 Agentes Não-Ricardianos

Tal como em [Galí et al. \(2007\)](#), assume-se que os agentes não-ricardianos não suavizam o consumo em face de flutuações na renda, devido à restrição de liquidez com a qual se deparam, seja por restrição ao crédito, seja por restrição aos mercados financeiros. Deste

modo, o consumo privado dos agentes não-ricardianos dependeria apenas da renda disponível.

$$C_t^{NR} = Y_t - T_t, \quad (7)$$

O problema com esta estrutura é que ela não evidencia um efeito direto do gasto do governo sobre o consumo do agente não-ricardiano, a não ser por multiplicadores da renda. Como por definição tais agentes estão restritos ao crédito e à poupança, é razoável supor que se o governo oferecer à tais agentes bens e serviços, a elevação em seu poder de compra implicará em aumento de seu consumo privado.

Deste modo, o gasto do governo atuaria complementando o consumo do agente não-ricardiano. Por essa razão, uma forma mais geral para a utilidade instantânea de tal agente deve levar em conta o gasto do governo, tal que $u(C_t^{NR}, G_t)$. Esta hipótese num contexto de restrição à suavização do consumo implica que o aumento do gasto do governo eleva o consumo do agente não-ricardiano, implicando, em última instância, que para este consumidor, o gasto do governo complementa seu consumo privado em alguma medida.

Explicitamente, tem-se que, a cada período, o consumo dos agentes não-ricardianos é dado por:

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

em que $\eta_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\eta)$, $Y_t^d = Y_t - T_t$ é a renda disponível e $0 \leq \tau_2 \leq 1$ é a elasticidade do agente não-ricardiano ao gasto do governo.

3.1.3 Consumo Agregado

Para se obter o consumo agregado da economia, substituí-se as equações 6 e 8 na equação 1, obtendo:

$$C_t = \lambda(Y_t^d + \tau_2 G_t + \eta_t) + (1 - \lambda)[C_{t-1}^R - \tau_1(G_t - G_{t-1}) + \epsilon_t], \quad (9)$$

em que η_t e ϵ_t são assumidos independentes.

Reescrevendo, obtém-se:

$$C_t = \lambda(Y_t^d + \tau_2 G_t) + (1 - \lambda)[C_{t-1}^R - \tau_1(G_t - G_{t-1})] + \varepsilon_t, \quad (10)$$

em que $\varepsilon_t = \lambda\eta_t + (1 - \lambda)\epsilon_t$. Com isso, tem-se que o consumo privado agregado na economia é determinado pelas interações das decisões de consumo dos agentes ricardianos e não-ricardianos, e tanto a magnitude quanto o sinal de mudanças no consumo privado em resposta à choques em seus determinantes são reflexos de tal interação.

3.1.4 Análise Empírica

Embora a equação (10) sugira uma forma geral para a determinação do consumo agregado da economia, ela também sugere uma forma indireta para se determinar o comportamento empírico de longo prazo do consumo privado agregado na presença de agentes heterogêneos. Devido ao interesse deste trabalho, concentra-se sobre os efeitos de mudanças no gasto do governo sobre o consumo privado agregado.

Suponha, *ceteris paribus*, um choque positivo de gasto no período t . Os efeitos implicados por tal choque sobre o consumo da fração de agentes não-ricardianos são captados pelo termo $0 \leq \lambda\tau_2 \leq 1$, que é positivo por construção. Já no caso dos agentes ricardianos, o impacto dependerá do termo $-1 \leq -(1 - \lambda)\tau_1 \leq 0$. Tais relações, então, determinam as seguintes relações em termos agregados:

- Se $\lambda\tau_2 > (1 - \lambda)\tau_1$, então, um choque de gasto eleva o consumo privado agregado.
- Se $\lambda\tau_2 < (1 - \lambda)\tau_1$, então, um choque de gasto reduz o consumo privado agregado.
- Se $\lambda\tau_2 = (1 - \lambda)\tau_1$ ou $\lambda\tau_2 = (1 - \lambda)\tau_1 = 0$, então, um choque de gasto não tem qualquer efeito sobre o consumo privado agregado.

O problema que emerge ao se analisar tais relações desta maneira é a impossibilidade de se identificar o parâmetro λ e as elasticidades τ_1 e τ_2 . Entretanto, considerando-se uma análise global entre países, não é de se esperar que as relações econômicas que determinam as elasticidades τ_1 e τ_2 divirjam-se drasticamente ao se comparar grupos relativamente homogêneos. Assim, deve-se esperar que divergências nas relações $\lambda\tau_2$ e

$(1 - \lambda)\tau_1$ entre os grupos de países sejam devidas principalmente ao parâmetro λ .

Em certa medida, tal parâmetro reflete os efeitos da restrição de liquidez com a qual se defrontam os agentes na economia. Deste modo, países com maiores imperfeições em seus mercados financeiros tenderiam a apresentar maior fração de agentes não-ricardianos.

Alguns fatos estilizados sugerem que o parâmetro λ seja maior em países em desenvolvimento. Comparativamente aos países desenvolvidos, economias em desenvolvimento frequentemente sofrem de problemas institucionais que se repercutem em baixas taxas de poupança, restrições ao acesso às poupanças interna e externa, baixo grau de compartilhamento de risco, escassez de crédito devido ao baixo desenvolvimento de seus mercados financeiros etc. Tais problemas implicam em entraves à suavização intertemporal do consumo. Por isso, em tais economias, deve-se esperar uma maior quantidade de agentes não-otimizadores.

Uma implicação lógica é que em países em desenvolvimento, o termo $\lambda\tau_2$ deverá ser maior do que em países desenvolvidos, ocorrendo o oposto com o termo $-(1 - \lambda)\tau_1$, em termos absolutos. Assim, sob uma perspectiva teórica, deve-se esperar respostas a choques de gasto governo distintas ao se comparar os efeitos em países desenvolvidos e em desenvolvimento.

4 Estratégia Econométrica

4.1 Introdução

Recentemente, vários autores têm empregado o procedimento de testes de cointegração em painel, principalmente a partir de trabalhos como os de [Kao \(1999\)](#) e [Pedroni \(1999\)](#), para citar alguns, devido ao ganho de poder dos testes relativamente às suas versões em séries de tempo. Algumas das vantagens de se agrupar os dados de vários indivíduos, no contexto de testes de raiz unitária e cointegração, é tratar as várias séries de tempo individuais como diferentes observações de uma mesma distribuição ([HARRIS; SOLLIS, 2003](#)). Como extensões diretas do caso de séries temporais puras, três classes de testes tem sido empregadas: os baseados em análise de resíduos, que são os casos dos testes de [Kao \(1999\)](#) e [Pedroni \(1999\)](#), os que testam a existência de no máximo um vetor de correção de erros pela presença do parâmetro de velocidade de ajustamento, como são os casos dos testes de [Westerlund \(2007\)](#) e [Gengenbach et al. \(2008\)](#), e os que testam a existência de ao menos um vetor de cointegração no caso multiequacional com correção de erros, como os testes de [Larsson et al. \(2001\)](#) e [Larsson e Lyhagen \(2007\)](#).

Em se tratando da estimação dos parâmetros no contexto de painel cointegrado, 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 do estimador DOLS e do FMOLS. Há, entretanto, alguns problemas estruturais com esse tipo de análise. Para ilustrar, considere o seguinte modelo de regressão em painel em nível:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta g_{it} + \gamma y_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (11)$$

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 (11) são dados por:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{it-1} + \nu_{it} \quad (12)$$

Se $|\rho| < 1$, diz-se que as séries são cointegradas, validando a inferência sobre os

coeficientes de interesse. Entretanto, conforme [Hendry e Mizon \(1978\)](#) e [Kremers et al. \(1992\)](#), a forma em (11) impõe a restrição de que os parâmetros de curto prazo igualem os de longo prazo, provocando um problema conhecido como restrição de fatores comuns⁷. [Kremers et al. \(1992\)](#) argumenta que embora a forma em nível ignore informações potenciais de curto prazo, mesmo que a imposição de tal restrição não seja válida, na existência de uma relação de cointegração, os erros estimados seriam estacionários, levando à conclusão de que os parâmetros estimados são válidos do ponto de vista econométrico.

Contudo, conforme sucintamente discutido na introdução, do ponto de vista econômico, a especificação de uma forma com correção de erros para estimar a relação de longo prazo entre o gasto 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 contrastaria com o comportamento *rule-of-thumb* dos não-ricardianos, num ajustamento possivelmente incompleto, enquanto no longo prazo as forças de mercado deveriam hipoteticamente se sobressair e a assimetria de informação deveria deixar de exercer efeito sobre a decisão dos agentes.

Assim, enquanto o coeficiente sobre o nível dos gastos do governo retrataria o efeito médio de longo prazo sobre o indivíduo médio, o coeficiente de curto prazo capturaria os efeitos das imperfeições nos mercados relativamente ao agente ricardiano, em contraste com o comportamento *rule-of-thumb* do agente não-ricardiano, que não é afetado pelo problema.

Neste caso, a imposição arbitrária da restrição de um fator comum às relações de curto e longo prazos atuaria como a omissão de uma variável do sistema, com as informações de curto prazo estando contidas no termo de erro autorregressivo expresso por $\rho \hat{\varepsilon}_{it-1}$ (Ver [Hendry e Mizon \(1978\)](#)).

Para lidar com tal problema, admita uma forma ADL (1,1,1) para a expressão (11)

⁷Para exemplos intuitivos do problema, ver [Hendry e Mizon \(1978\)](#).

e considere o comportamento autorregressivo das séries, obtendo-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:

$$\Delta c_{it} = \alpha_i(c_{it-1} - \phi_{0,i} - \phi_{1,i}y_{it-1} - \phi_{2,i}g_{it-1}) + \delta_{11,i}\Delta y_{it} + \delta_{21,i}\Delta g_{it} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

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, o procedimento de ECM apresenta uma desvantagem relativamente aos modelos baseados em nível como DOLS e FMOLS, já que os últimos são formas mais gerais quanto à condição de exogeneidade. Os modelos baseados em ECM requerem que os regressores sejam fracamente exógenos. O problema é que se a condição de exogeneidade fraca não é atendida, a equação (13) não contém toda a informação necessária para a estimação dos parâmetros α_i e β_i , implicado na invalidade da inferência estatística ([WESTERLUND, 2007](#)).

Isso trás à tona um *trade-off* na escolha entre as classes de modelos para modelos uniequacionais. Enquanto os modelos baseados em análise de resíduos impõem a restrição de fatores comuns, os modelos baseados em ECM estão sujeitos à condição de exogeneidade fraca. Entretanto, admitindo-se uma estrutura *leads and lags* na relação de curto prazo nos modelos baseados em ECM, de modo a decompor-se o termo de erro no sentido dos estimadores DOLS à la [Kao e Chiang \(2001\)](#), a inferência estatística pode

ser validada⁸.

O modo mais geral de proceder a análise é trata-la por meio de um vetor de correção de erros por abordagem multiequacional (P-VECM). Neste caso, a desvantagem é que, em amostras pequenas, a forma uniequacional provê estimadores mais estáveis e mais eficientes se a condição de exogeneidade fraca for atendida (JUSELIUS, 2006). Contudo, além da maior robustez frente à problemas de exogeneidade fraca, a abordagem multiequacional permite analisar a presença de mais de um vetor de cointegração e a estimação das funções de resposta ao impulso, que oferecem uma análise da relação dinâmica intertemporal das variáveis de interesse.

Para a estimação do modelo de interesse, uma série de testes devem ser realizados para a determinação do método mais adequado. A seção seguinte descreve os procedimentos.

4.2 Testes de Hipótese

A estimação do P-ECM requer a determinação 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 do vetor 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 em painel⁹, se ignorados, podem tanto invalidar a inferência estatística, quanto tornar os estimadores inconsistentes¹⁰. Por essa razão, neste trabalho, optou-se pelo uso de procedimentos econométricos que assumem a presença de fatores comuns nas séries, que são descritos nas seções a seguir.

⁸De acordo com Gengenbach et al. (2008), não há restrição quanto ao tratamento da endogeneidade baseado procedimentos paramétricos ou semi-paramétricos na metodologia baseada em ECM.

⁹Nota técnica: a literatura econométrica utiliza o termo “fator comum” tanto para descrever a correlação entre séries temporais em painel, como para definir os problemas tratados na seção 4.1. Para fins de clareza, neste trabalho, o termo “fator comum” será utilizado em referência à correlação entre as séries no painel, enquanto o termo “restrição de fatores comuns” será utilizado para tratar dos fatores comuns no sentido de Hendry e Mizon (1978).

¹⁰Ver, por exemplo, Phillips e Sul (2003) e Chudik et al. (2011).

4.2.1 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 (PHILLIPS; SUL, 2003).

Para verificar a presença de correlação entre as séries, realiza-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 .

4.2.2 Testes de Raiz Unitária em Painel

Como sucintamente discutido, embora o uso de dados em painel para a execução dos testes de raiz unitária possa levar à ganhos de poder estatístico contra suas hipóteses alternativas comparativamente às versões para séries temporais puras, a presença de heterogeneidade não observada, possivelmente dependente entre os termos *cross-section*, pode implicar em algumas complicações adicionais que tendem a afetar as estatísticas dos testes. Nesse sentido, é conveniente uma apresentação dos procedimentos em painel.

Para tentar lidar com os problemas intrínsecos aos dados macroeconômicos em painel, vários autores têm proposto testes baseados em diferentes conjuntos de hipóteses. Nos chamados testes de raiz unitária em painel de primeira geração, assume-se que as séries temporais $\{y_{it}\}_{t=0}^T$ são independentes entre as N unidades seccionais i . Entretanto, tal hipótese é inapropriada em muitas aplicações empíricas em macroeconometria, já que as séries tendem a apresentar correlação contemporânea entre si. Por isso, uma outra classe de testes, chamada de segunda geração, admite diferentes formas de correlação de corte transversal, visando acomodar os efeitos implicados por esse tipo de correlação¹¹.

¹¹Hurlin e Mignon (2007) e Breitung e Pesaran (2008) apresentam revisões desta literatura e propõem o uso dos termos primeira e segunda gerações.

A fim de ilustrar o problema, suponha a estimação de um modelo dinâmico em painel:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \delta_0 + \delta_1 t + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad (14)$$

em que y_{it} é um processo autorregressivo, δ_0 e δ_1 captam os parâmetros de termos deterministas e η_i é um termo idiossincrático invariante no tempo.

O interesse é testar a presença de raiz unitária em todos os indivíduos i . A hipótese nula, nesse caso, seria:

$$H_0 : \rho_i = 1, \forall i \quad (15)$$

Ou, na forma Dickey-Fuller aumentada (ADF):

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{iL} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad (16)$$

em que $a_{mi} d_{mt}$ representa os termos deterministas, $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$, $\phi_i = \rho_i - 1$ e L é a ordem de defasagem. Neste caso, a nula passa a ser:

$$H_0 : \phi_i = 0, \forall i \quad (17)$$

Nos testes de primeira geração, assume-se que $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$, com $E(\varepsilon_{it}^4) < \infty$, em que a observação inicial y_{i0} é assumida *iid* para todo i , com $E(\varepsilon_{i0}^4) < \infty$ e independente de ε_{it} , $\forall i$ e $t \geq 1$, em qualquer das formas apresentadas. Portanto, não se rejeitando (15) ou (17), a implicação sob as hipóteses da primeira geração de testes é a de que todas as séries são *random walks* independentes, o que, como mencionado anteriormente, pode não ser adequado para dados macroeconômicos, e a não sustentação de tais hipóteses pode invalidar as estatísticas de inferência, a ponto de alguns autores questionar o uso de dados macroeconômicos em painel.

Por essa razão, a segunda geração de testes visa relaxar as hipóteses assumidas pela primeira, sendo que o tratamento dado varia de acordo com a proposição do autor do teste. Em geral, considera-se a existência de ao menos um termo de fator comum às séries que é controlado quando do procedimento de estimação do parâmetro de interesse.

Quanto às hipóteses alternativas, dois tipos são comumente utilizados:

$$H_{1a} : \phi_i = \phi, \forall i, \quad \text{em que } \phi < 0$$

$$H_{1b} : \phi_i < 0, \dots, \phi_{N_0} < 0, \quad N_0 \leq N,$$

em que N é o número de indivíduos.

Sob H_{1a} , assume-se que o parâmetro autorregressivo é o mesmo para todos os indivíduos, no caso chamado de alternativa homogênea. Neste tipo de teste, as observações de diferentes unidades de corte transversal são agrupadas de modo a se obter a chamada estatística “*pooled*”.

H_{1b} é o tipo de hipótese alternativa chamada de caso heterogêneo, pois $0 < N_0 \leq N$ processos individuais são assumidos estacionários, enquanto os demais são assumidos não-estacionários. Na classe de testes com este tipo de alternativa, as estatísticas das unidades em *cross-section* são utilizadas para se calcular uma estatística média padronizada, ou transformações de suas probabilidades de rejeição, dependendo do teste.

Assim, embora sob certas circunstâncias ambos os tipos de testes sejam consistentes contra suas hipóteses alternativas em experimentos de Monte Carlo, a interpretação dos seus resultados requer certos cuidados. Por exemplo, quando a hipótese de não-estacionariedade é rejeitada, o que se pode concluir é que apenas uma fração dos processos autorregressivos no painel são estacionários (BREITUNG; PESARAN, 2008).

Neste trabalho, serão realizados dois testes de raiz unitária em painel, ambos da segunda geração, já que os dados são esperados serem correlacionados nos termos *cross-section*, e são apresentados brevemente a seguir.

4.2.3 Testes de Raiz Unitária na Presença de Correlação Cross-Section

Para acomodar a presença de correlação nas unidades *cross-section*, procede-se os testes propostos por Pesaran (2007) e Bai e 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:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=0}^p \beta_{i,j} \Delta y_{it-j} + \lambda_i f_t + v_{it} \quad (18)$$

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 um processo $AR(p)$ para o i -ésimo indivíduo.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=0}^p \beta_{i,j} \Delta y_{it-j} + \varphi_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{i,j} \Delta \bar{y}_{t-j} + v_{it}, \quad (19)$$

em que $\bar{y}_{t-1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it-1}$ e $\Delta \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it-1}$ 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 (19). Ou seja: $CADF_i = t_i(N, T)$.

A estatística em painel do teste, chamada *CIPS*, é uma versão da estatística proposta por [Im et al. \(2003\)](#) em seu teste IPS baseada na estrutura *CADF*.

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

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 e 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.

Para ilustrar, suponha 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 como termo determinista, X_{it} pode ser escrito como:

$$X_{it} = c_i + \lambda_i' F_t + e_{it} = c_i + \sum_{j=1}^r \lambda_{ji} F_{jt} + e_{it}, \quad (20)$$

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 (20), tem-se:

$$x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it}, \quad (21)$$

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

Já que na forma da equação (21) os coeficientes podem ser consistentemente estimados, dois testes são propostos:

$$\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s \quad \text{e} \quad \hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is} \quad (22)$$

em que $\hat{z}_{is} = x_{is} - \hat{\lambda}_i' \hat{f}_s$. 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.

4.2.4 Testes de Cointegração em Painel

Assim como no caso dos testes de raiz unitária, é possível obter ganhos em termos de eficiência e graus de liberdade ao se proceder testes de cointegração em painel. Os testes mais comumente utilizados são baseados em procedimentos uniequacionais de

análise dos resíduos, derivados da metodologia de [Engle e Granger \(1987\)](#). Alguns dos testes usando tal abordagem foram os desenvolvidos por [Kao \(1999\)](#), [Pedroni \(1999\)](#) e [Pedroni \(2004\)](#)¹².

Esta classe de testes, baseada em análise de resíduos, sofre de três problemas, quais sejam, a suposição de independência entre as séries no painel - que implica a não existência de correlação de corte transversal -, a imposição de que os fatores comuns de curto e longo prazos sejam os mesmos, o que pode levar à perda de poder se tal restrição não for válida ([WESTERLUND, 2007](#)) e a limitação ao caso de apenas um vetor de cointegração.

Neste trabalho, por maior generalidade, adotam-se testes baseados em modelos de correção de erros capazes de acomodar os fatores comuns, os quais são apresentados a seguir.

4.2.5 Testes de Cointegração na Presença de Correlação *Cross-Section*

No procedimento proposto por [Westerlund \(2007\)](#), testa-se a existência de um termo de correção de erros baseado numa estrutura uniequacional geral 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:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i(y_{it-1} - \beta_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (23)$$

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 (23) 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

¹²Tais testes levam em conta a hipótese nula de não-cointegração. Há ainda testes como o de [McCoskey e Kao \(1998\)](#), cuja hipótese nula é a de cointegração.

estacionário.

Entretanto, a estimação de um vetor de cointegração dado pela relação em (23) não é trivial e requer restrições sobre β_i . Porém, tal equação pode ser reparametrizada da seguinte maneira:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i y_{it-1} - \lambda'_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (24)$$

em que $\lambda'_i = \alpha_i \beta_i$. Baseado nesta especificação, [Westerlund \(2007\)](#) propõe quatro estatísticas a partir da estimação via MQO de α_i e sua estatística- t .

Duas delas são estatísticas do tipo *group-mean*, sendo o procedimento realizado em três etapas. Primeiramente, estima-se (24) via MQO para cada unidade em corte transversal i . A escolha da ordem de defasagem pode obedecer um critério de informação, tal como o Akaike, pela significância estatística dos parâmetros, ou por uma função fixa de T .

O segundo passo é a estimação semiparamétrica via estimador de *kernel* dos parâmetros da forma em nível não reparametrizada de (23), dado por $\hat{\alpha}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij}$. O terceiro e último passo é a computação das estatísticas *between group-mean*:

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

em que $SE(\hat{\alpha}_i)$ é o desvio padrão convencional de α_i . Conforme [Westerlund \(2007\)](#), embora tais estatísticas tenham bom poder assintótico, elas podem ser suscetíveis à viés de pequenas amostras, levando à sobre-rejeição da hipótese nula. Nesse caso, a estatística G_α permite a substituição de T pelo número efetivo de observações das unidades seccionais, resultando em melhor performance.

Porém, este teste não explora as características *cross-section* do painel, ao utilizar apenas estatísticas para as médias das séries. Neste caso, a rejeição da hipótese nula implica a existência de relação de cointegração em ao menos uma das séries, mas não necessariamente em todas.

[Westerlund \(2007\)](#), então, propõe outras duas estatísticas a fim de utilizar as características de painel. Procedendo-se de modo semelhante ao caso das estatísticas

de grupo, usando as séries na forma *pooled*, as estatísticas de painel são dadas por:

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad \text{e} \quad P_\alpha = T\hat{\alpha}$$

em que $P_\alpha = T\hat{\alpha}$ pode ser corrigida para pequenas amostras como no caso anterior.

Com isso, sob a nula, as estatísticas *pooled* P_τ e P_α são utilizadas para testar se todas as séries no painel são cointegradas, ou seja, $H_0^P : \alpha_i = \alpha = 0$ contra $H_1^P : \alpha_i = \alpha < 0$. As quatro estatísticas são normalmente distribuídas. A robustez dos resultados em face da existência de correlação nos termos de corte transversal é alcançada via procedimento de replicações *bootstrap*.

O procedimento de [Westerlund \(2007\)](#) restringe-se ao caso uniequacional, limitando-se, portanto, a existência de apenas um vetor de cointegração entre as séries. Por essa razão, o segundo teste de cointegração a ser utilizado neste trabalho visa testar não apenas se as séries são cointegradas, como também o número de vetores cointegrantes no sistema, no caso multiequacional. Para tanto, considera-se o procedimento proposto por [Larsson e 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:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \sum_{k=1}^{m-1} \boldsymbol{\Gamma}_k \Delta \mathbf{Y}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (25)$$

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 e 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 (25). Uma restrição é a de que as relações de cointegração entre as séries sejam não correlacionadas. Se $\Pi = \alpha\beta'$, tal restrição implica que:

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

em que α e β são matrizes $Np \times Nr$, em que r é o posto da matriz Π 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 e Shin \(1999\)](#) e [Binder e Bröck \(2012\)](#).

O número de vetores cointegrantes é dado a partir do posto da matriz $\Pi = \alpha\beta'$. Se há r vetores cointegrantes, tem-se que o posto deve ser Nr . Isso sugere testar $\hat{h}(r) : \text{posto}(\Pi) \leq Nr$, contra $\hat{h}(p) : \text{posto}(\Pi) \leq Np$, com $r < p$. Como em [Larsson e Lyhagen \(2007\)](#), os valores críticos são construídos por simulação, utilizando uma correção de Bartlett¹³.

4.2.6 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 realizar 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](#)).

¹³Sobre informações técnicas, ver [Larsson e Lyhagen \(2007\)](#).

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

$$\hat{h} = (\hat{\beta}_{he} - \hat{\beta}_{ho})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{he}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{ho})]^{-1} (\hat{\beta}_{he} - \hat{\beta}_{ho}), \quad (26)$$

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.

4.2.7 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 exógenas¹⁴. Em outras 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 $Y_{it} = (c_{it}, g_{it}, y_{it}^d)'$, em que c_{it} , g_{it} e y_{it}^d são o consumo privado, os gastos do governo e a renda disponível no país i . Considere os seguinte modelos assumidos marginais:

$$\Delta g_{it} = \delta'_{g,i} d_t + \alpha_{g,i} \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{g,ij} \Delta g_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{g,ij} \Delta c_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{g,ij} \Delta y_{it-j}^d + e_{g,it} \quad (27)$$

¹⁴Binder e Bröck (2012) propõem testar exogeneidade fraca de modo semelhante, porém num contexto multi-equacional mais geral.

e

$$\Delta y_{it}^d = \delta'_{y,i} d_t + \alpha_{y,i} \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{y,ij} \Delta y_{it-j}^d + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{y,ij} \Delta c_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{y,ij} \Delta g_{it-j} + e_{y,it} \quad (28)$$

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 ao gasto do governo.

4.3 Estimando a Relação de Cointegração

4.3.1 Métodos Uniequacionais para Séries em Nível

Se as séries são cointegradas, a estimação da relação de longo-prazo entre as variáveis produzirá estatísticas de inferência que convergem para as distribuições convencionais. Tradicionalmente, a literatura empírica tem feito uso das versões em painel dos estimadores FMOLS e DOLS, que são apropriados quando há apenas um vetor de cointegração e, conforme discutido, quando a restrição de fatores comuns é válida. Sucintamente, os procedimentos são explicitados a seguir.

Considere, por simplificação, um modelo em painel com duas variáveis na representação triangular:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mu_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it} \\ \Delta x_{it} &= v_{it} \end{aligned} \quad (29)$$

em que $\xi_{it} = (\varepsilon_{it}, v_{it})'$ é um vetor de erros estacionário e y_{it} e $x_{it} \sim I(1)$.

De acordo com [Pedroni \(2001\)](#), a estimação via OLS do parâmetro de longo prazo no modelo anterior será assintoticamente enviesada – excetuando-se o caso de exogeneidade estrita – e sua distribuição dependerá de *nuisance parameters*, regressores que não dependem do verdadeiro processo gerador de dados.

Para corrigir a endogeneidade, o autor sugere o uso de uma versão em painel do estimador FMOLS, que promove uma correção semi-paramétrica ao estimador OLS. Adicionalmente, a versão do FMOLS de [Pedroni \(2001\)](#) permite a presença de hete-

rogeneidade na relação dinâmica entre as variáveis analisadas. Explicitamente, seja o estimador OLS em painel dado por:

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i), \quad (30)$$

em que $\bar{x}_i = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T x_{it}$ e $\bar{y}_i = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T y_{it}$ são médias individuais. A versão em painel do estimador FMOLS de [Pedroni \(2001\)](#) modifica o estimador de $\beta_{i,OLS}$ da seguinte maneira:

$$\hat{\beta}_{i,FMOLS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right), \quad (31)$$

com

$$y_{it}^* = (x_{it} - \bar{x}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it} \quad \text{e} \quad \hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} - \hat{\Omega}_{22i}^0),$$

em que $\hat{\Omega}$ e $\hat{\Gamma}$ são, respectivamente, matrizes de variância e autocovariância calculadas a partir de (29). A idéia é que y_{it}^* e $\hat{\gamma}_i$ atuam, respectivamente, como instrumentos para correção da endogeneidade e autocorrelação serial nos processos de curto prazo que determinam x e y , produzindo um parâmetro estimado que converge assintoticamente para seu verdadeiro valor ([HARRIS; SOLLIS, 2003](#)).

Alternativamente, [Kao e Chiang \(2001\)](#) propõe corrigir os problemas de endogeneidade e autocorrelação serial decompondo o erro ε_{it} como se segue:

$$\varepsilon_{it} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \phi'_{ik} \Delta x_{i,t+k} + \nu_{it},$$

em que ν_{it} é ortogonal às especificações *leads and lags* do modelo.

Assumindo um modelo sem termos deterministas, (29) pode ser reescrito como:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i x_{it} + \sum_{k=-q_i}^{q_i} \phi'_{ik} \Delta x_{i,t+k} + \nu_{it}, \quad (32)$$

com

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \tilde{y}_{it} \right) \right]_1 \quad (33)$$

em que q_i é a ordem *leads and lags*, $z_{it} = \{(x_{it} - \bar{x}_i), \Delta x_{it-k}, \dots, \Delta x_{it+k}\}$, $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ e o subscrito 1 indica que apenas o primeiro elemento do vetor z_{it} ($2(k+1) \times 1$) é considerado na obtenção do coeficiente de inclinação *pooled*. A decomposição do erro

de regressão nesta forma expropria a endogeneidade e a autocorrelação num sentido semelhante ao da proposta do FMOLS, porém por um método paramétrico.

Comparativamente, o DOLS proposto por [Kao e Chiang \(2001\)](#) apresenta menor viés em amostras pequenas relativamente ao FMOLS, razão pela qual os trabalhos que analisam efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado frequentemente utilizam-no.

4.3.2 Métodos Uniequacionais para Modelos de Correção de Erros

Para se estimar relações como em (13), que contém o vetor de correção de erros, algumas das alternativas em painel são o estimador dinâmico de efeitos fixos DFE, os estimadores MG e PMG, propostos por [Pesaran e Smith \(1995\)](#), [Pesaran e Shin \(1999\)](#), respectivamente, uma versão estendida com correção de erros do estimador CCEMG, de [Pesaran \(2006\)](#), o estimador CPMG proposto por [Binder e Offermanns \(2007\)](#), além do estimador na forma VECM proposto por [Breitung \(2005\)](#). Estes estimadores compõem duas classes, sendo que a primeira assume independência nos termos de corte transversal¹⁵, e a segunda, ao contrário, admite a existência de fatores comuns entre as séries no sentido proposto por [Bai e Ng \(2004\)](#).

Da primeira classe de estimadores, o DFE (*Dynamic Fixed Effects*) é um estimador *pooled* de efeitos fixos com a inclusão da variável dependente defasada que admite que apenas os interceptos variem entre os indivíduos, restringindo tanto as relações de curto e longo prazos, como também o coeficiente de velocidade de ajustamento a serem homogêneos entre os indivíduos. Devido à essa rigidez, tal estimador será inconsistente e enviesado caso qualquer uma destas restrições não se sustente.

Já o estimador proposto por [Pesaran e Smith \(1995\)](#), chamado *mean-group estimator* (MG), possibilita a heterogeneidade individual das séries tanto nos termos de curto e longo prazos, como também na velocidade de ajustamento, ao tratar as séries no painel de forma independente, agrupando-as posteriormente a fim de obter uma média não ponderada do grupo no painel.

Assim, o procedimento MG consiste em estimar N regressões OLS individuais e, em

¹⁵Tal hipótese também é admitida pelos estimadores FMOLS e DOLS, no caso dos modelos baseados em análise de resíduos.

seguida, obter o coeficiente médio do grupo no painel. Considerando-se, por exemplo, o coeficiente de velocidade de ajustamento, tem-se que:

$$\hat{\alpha}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_i$$

O problema é que tal estimador não leva em conta a possibilidade de que alguns parâmetros possam ser os mesmos entre os grupos. Portanto, o estimador MG será ineficiente se qualquer relação expressa em (13) puder ser tratada como homogênea entre os indivíduos.

Nesse sentido, o estimador proposto por [Pesaran e Shin \(1999\)](#), chamado *pooled mean-group* (PMG), é um estimador intermediário que permite que os coeficientes de curto prazo e a variância dos erros variem entre os grupos. Entretanto, assume que a relação de longo prazo seja homogênea.

No caso do PMG, os parâmetros do modelo são obtidos a partir do produto da função de verossimilhança de cada unidade de corte transversal da equação (13). Assim, na forma logarítmica, a função de verossimilhança pode ser escrita como:

$$\mathcal{L}(\alpha', \beta', \sigma') = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(2\pi\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} \left(\{\Delta y_i - \alpha_i \xi_i(\beta)\}' H_i \{\Delta y_i - \alpha_i \xi_i(\beta)\} \right),$$

em que $\xi_i(\beta) = y_{i,t-1} - x_i\beta$, $H_i = I_T - W_i(W_i'W_i)^{-1}W_i'$, em que I_T é uma matriz identidade de ordem T e $W_i = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p+1}, \Delta x_i, \Delta x_{i,t-1}, \dots, \Delta x_{i,t-q+1})$. Dada uma estimativa inicial dos parâmetros de longo prazo, os coeficientes de longo prazo, $\hat{\beta}$, o parâmetro de velocidade de ajustamento, $\hat{\alpha}_i$, e os coeficientes de curto prazo são estimados iterativamente pela regressão de Δy_i sobre $(\hat{\xi}_i, W_i)$ até que a convergência ocorra. Os parâmetros de velocidade de ajustamento e de curto prazo do grupo são obtidos de modo semelhante ao MG.

Se as restrições assumidas pelo estimador DFE forem válidas, este deverá ser consistente e eficiente. Porém, se apenas a restrição quanto à relação de longo prazo entre as variáveis for válida, o PMG deverá ser consistente e eficiente. Se houver heterogeneidade na relação de cointegração entre os indivíduos, então o estimador MG deverá ter a melhor performance, já que os outros dois estimadores serão enviesados.

Uma limitação desses estimadores é a hipótese de independência contemporânea

nos termos *cross-section*. Recentemente, entretanto, [Pesaran \(2006\)](#), [Binder e Offermanns \(2007\)](#) e [Breitung \(2005\)](#) propuseram estimadores capazes de acomodar a correlação entre as séries dos indivíduos do painel. Os dois primeiros visam a decomposição das séries no sentido proposto por [Bai e Ng \(2004\)](#) – embora de maneira mais simplificada –, enquanto o terceiro corrige a correlação nos termos *cross-section* utilizando um estimador robusto para a matriz de covariância *a la* [Newey e West \(1987\)](#).

De modo geral, abordagens como a versão estendida do estimador de [Pesaran \(2006\)](#) e a proposta por [Binder e Offermanns \(2007\)](#) consideram a seguinte estrutura de fatores, na forma de ECM:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \alpha_i(y_{it-1} - \beta_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + u_{it} \quad (34)$$

com $u_{it} = \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it}$, em que o termo f_t captura a estrutura de fatores comuns entre as séries e o impacto de tais fatores sobre cada país é governado pelo parâmetro idiossincrático λ_i . Como em [Pesaran \(2007\)](#), a estratégia comum para modelar a estrutura de fatores é aumentar a equação de estimação com as médias *cross-section* das variáveis dependente e independentes, como *proxies* para os fatores.

Para ilustrar o procedimento de [Pesaran \(2006\)](#), reescreve-se o termo de erro e a variável independente em (34) da seguinte maneira:

$$u_{it} = \alpha_{1i} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it}$$

$$x_{it} = \alpha_{2i} + \lambda_i f_t + \gamma_i g_t + e_{it},$$

em que y_{it} e x_{it} são variáveis $I(1)$ cointegradas, u_{it} contém o erro idiossincrático α_{1i} , além dos fatores comuns não observáveis – que inclui a correlação *cross-section* –, f_i , e a relação de longo prazo é permitida ser heterogênea. Esta forma é bastante geral, permitindo que os fatores f_t e g_t sejam, por exemplo, não-lineares e também não-estacionários, daí a relação de cointegração – neste caso, por ECM, porém a forma de análise de resíduos também é admitida –, ou análise de fatores comuns, como na metodologia de [Bai e Ng \(2004\)](#). ε e e_{it} são assumidos processos *white noise*.

O estimador proposto por [Pesaran \(2006\)](#), chamado CCEMG (*Common Correlated Effects Mean-Group*), aumenta a equação de regressão com as médias de corte transversal

das variáveis y_{it} e x_{it} . A inclusão de $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$ e $\bar{x}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_{it}$ acomoda os fatores comuns f_t , que contém a correlação entre as séries. Além disso, o impacto heterogêneo captado por λ_i é estimado individualmente e é controlado quando da estimação dos parâmetros. Em suma, o procedimento para estimação dos parâmetros é análogo ao do MG, porém aumentado pela estrutura de fatores. Entretanto, diferentemente do estimador MG, o CCEMG permite que se dê pesos diferentes aos indivíduos no painel, obtendo-se um β médio ponderado.

O estimador CPMG (*Conditional Pooled Mean-Group*) proposto por [Binder e Offermanns \(2007\)](#) estende a proposta de [Pesaran \(2006\)](#) para o estimador PMG, no mesmo sentido em que o estimador CCEMG atua relativamente ao MG. Isso implica que a relação de cointegração estimada seja homogênea, como no caso original, mas também que os impactos individuais captados por λ_i possam ser controlados. Utilizando-se as médias de corte transversal como *proxies* para os fatores, a equação a ser estimada no caso do CPMG passa a ser:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \mu_i + \alpha_i(y_{it-1} - \beta x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + \\ & \eta_i \bar{y}_t + \xi_i \bar{x}_t + \sum_{j=1}^{p_i} \vartheta_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \varsigma_{ij} \Delta \bar{x}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (35) \end{aligned}$$

em que $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}$, $\bar{x}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it}$, $\Delta \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$ e $\Delta \bar{x}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta x_{it}$. Assim, como na relação entre o MG e o PMG, a diferença básica entre o CCEMG e o CPMG é que este último requer que o coeficiente de longo prazo seja o mesmo entre as unidades de corte transversal, no caso homogêneo, enquanto o primeiro admite que tal coeficiente varie, no caso heterogêneo.

4.3.3 Métodos Multiequacionais para Modelos de Correção de Erros

Os procedimentos de estimação apresentados até aqui limitam-se ao caso uniequacional. No contexto multiequacional, considera-se o VECM em painel proposto por [Breitung \(2005\)](#), que também é capaz de acomodar o problema da correlação nas unidades de corte transversal. Na forma multiequacional, para se obter uma estrutura semelhante à (23), empilha-se as variáveis de interesse na forma de um VAR, reparametrizando-o

para incluir o termo com correção de erro (VECM), resultando em:

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \Psi_i \mathbf{d}_t + \alpha_i \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_{i,j} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (36)$$

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 (23) e $\Gamma_{i,j}$ contém os coeficientes de curto prazo do VAR.

O procedimento proposto é semelhante à metodologia de [Johansen \(1988\)](#) para séries unitárias, em que os parâmetros em (36) são obtidos por verossimilhança concentrada, assumindo-se normalidade dos erros. Entretanto, no contexto de painéis, devido à complexidade computacional de se calcular o problema de autovalor, [Breitung \(2005\)](#) propõe um procedimento em dois estágios em que, no primeiro estágio, os parâmetros individuais específicos são estimados, e no segundo estágio obtém-se o vetor de cointegração em uma regressão *pooled*. Os parâmetros de curto prazo são obtidos no primeiro estágio individualmente para cada unidade de corte transversal seguindo o procedimento de [Johansen \(1988\)](#).

Como no caso do estimador PMG, a relação de longo prazo entre as variáveis é assumida homogênea. Além disso, a despeito do procedimento de [Johansen \(1988\)](#), para simplificar o procedimento computacional, o algoritmo proposto para a computação do VECM em painel de [Breitung \(2005\)](#) é restrito a apenas uma relação de cointegração entre as variáveis no VAR. Isso implica que o vetor cointegrante é normalizado com base na variável de interesse.

Ainda, [Breitung \(2005\)](#) sugere uma transformação na equação a ser estimada de modo a simplificar o procedimento, tal que:

$$\begin{aligned} \gamma_i' \Delta \mathbf{y}_{it} &= \gamma_i' \alpha_i \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \gamma_i' \varepsilon_{it} \\ \mathbf{z}_{it} &= \beta' \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{v}_{it} \end{aligned} \quad (37)$$

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 \(1988\)](#). A correlação dos erros de corte transversal é tratada via procedimento similar ao de [Newey e West \(1987\)](#).

O problema com esta transformação é que os coeficientes de velocidade de ajus-

tamento não são estimados. Entretanto, conforme sugere [Wagner e Hlouskova \(2009\)](#), o procedimento de [Breitung \(2005\)](#) pode ser estendido de modo que, após a obtenção dos parâmetros de longo prazo, é possível recuperar os parâmetros de velocidade de ajustamento individuais α_i e as matrizes de covariância, $\Sigma_i = \epsilon_i' \epsilon_i$. Então, as estimativas de grupo são obtidas adotando-se um estimador iterativo como o proposto por [Binder e Bröck \(2012\)](#), que se trata de um estimador *Mean-Group* no sentido proposto por [Pesaran \(2006\)](#) no contexto multivariado. Assim, o estimador *Mean-Group* de velocidade de ajustamento será dado por:

$$\hat{\alpha}_{MG-VECM} = \frac{1}{N} \sum_i^N \alpha_i$$

De modo semelhante para os parâmetros $\Gamma_{i,j}$ de curto prazo da equação (36), pode-se obter um estimador *Mean-Group* de curto prazo procedendo-se:

$$\hat{\Gamma}_{j,MG-VECM} = \frac{1}{N} \sum_i^N \Gamma_{i,j}$$

Baseado na estimação da equação (36) após a recuperação dos parâmetros, pode-se obter as funções de resposta a impulso das variáveis de interesse conforme descrito na seção 4.3.4 a seguir.

Tem-se, portanto, os instrumentos de análise que se segue na seção 5. A tabela 1 resume os casos e categorias dos estimadores considerados no procedimento de ECM.

Tabela 1: 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 do autor.

4.3.4 Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas em Painel

A partir da obtenção do P-VECM, com o intuito de investigar a relação dinâmica entre o gasto do governo e o consumo privado, considera-se funções de resposta ao impulso. Seguindo [Binder e Bröck \(2012\)](#), o exercício é obter as funções de resposta ao impulso generalizadas a partir de choques um desvio padrão no gasto do governo a fim de analisar seus efeitos dinâmicos sobre o consumo privado, tanto na amostra global, quanto nas subamostras.

No contexto de painel com fatores comuns, dois tipos de choques poderiam ocorrer. Suponha que o termo de erro do P-VECM seja dado por $u_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it}$, em que f_t e ε_{it} são assumidos independentes. Portanto, choques ε_{it} não afetam os fatores comuns. Já que o P-VECM descrito na seção anterior acomoda os fatores comuns, argumenta-se que o termo f_t não exercerá papel sobre a dinâmica de interesse. Em outras palavras, um choque de gasto de governo ε_{it}^g na equação estimada para o consumo privado será independente da correlação de corte transversal.

Como em [Binder e Bröck \(2012\)](#), a partir da computação da função de resposta ao impulso individual, $IR(h)_{it}$, em que $h = 1, \dots, 12$ é o horizonte do impulso, a função de resposta ao impulso de painel é dada por $\bar{IR}(h)_t = \frac{1}{N} \sum_1^N IR(h)_{it}$, cujo intervalo de confiança é obtido como se segue:

$$V[\bar{IR}(h)_t] = \frac{\sum_1^N [IR(h)_{it} - \bar{IR}(h)_t][IR(h)_{it} - \bar{IR}(h)_t]'}{N(N-1)},$$

em que $V[\bar{IR}(h)_t]$ é a matriz de variância-covariância não-paramétrica.

4.4 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 captar possíveis diferenças nos efeitos em países desenvolvidos e em desenvolvimento, a amostra global foi dividida em duas subamostras, ambas compostas de 24 países, uma de países em desenvolvimento e a outra de países desenvolvidos, de

acordo com a classificação do Banco Mundial¹⁶.

Tabela 2: Descrição da amostra Global e das subamostras

AMOSTRA	OBS.	N	T
Países em desenvolvimento	840	24	35
Países desenvolvidos	840	24	35
Global	1680	48	35

Fonte: Elaboração do autor.

Deste modo, tem-se um total de 1680 observações para a amostra global, sendo 840 para cada subamostra. A tabela 2 sintetiza essas informações, enquanto a tabela 3 apresenta os países selecionados para a amostra global e subamostras. A maioria dos

Tabela 3: Lista de países da amostra Global e das subamostras

AMOSTRA GLOBAL			
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

Fonte: Elaboração do autor.

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

¹⁶A 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.

amostra total e das subamostras levou em conta a disponibilidade de dados, já que alguns dos procedimentos econométricos a serem postos em prática 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 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 a partir da PWT.

Figura 1: Comportamento médio das variáveis nas amostra e subamostras ao longo do período de interesse

Todas as variáveis estão expressas em dólares de 2005, corrigidas pela PPP sob os critérios da PWT, e são utilizadas em logaritmo. A figura 1 apresenta gráficos do

comportamento da média das variáveis de interesse no período considerado para a amostra global e as subamostras, respectivamente, em que o eixo horizontal representa o ano e o eixo vertical a média do logaritmo de cada variável.

O anexo deste trabalho apresenta gráficos para cada país de cada uma de suas referidas séries.

5 Resultados

Conforme discutido ao longo da seção 4, a presença de interdependência 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 subamostras. A tabela 4 apresenta os resultados, que denotam fortes evidências contrárias à hipótese de independência entre as séries em todas as amostras, para todas as variáveis de interesse.

Tabela 4: 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 do autor.

As evidências fornecidas pelo teste-CD evidenciam a presença de fatores comuns nas séries de interesse. Isso implica que procedimentos econométricos que não consideram tal tipo de problema requerem maiores cuidados devido à existência de *nuisance parameters* que tendem a causar distorções das estatísticas calculadas. Nesse sentido, o teste-CD favorece as escolhas dos procedimentos econométricos selecionados para este trabalho, que visam acomodar a correlação entre as séries.

Como o intuito é a estimação de um modelo com correção de erros, investigou-se em seguida a ordem de integração das variáveis. Procedeu-se os testes de raiz unitária em painel sob a presença de fatores comuns de [Pesaran \(2007\)](#) e [Bai e Ng \(2004\)](#) discutidos na seção 4.2.3.

No teste de [Pesaran \(2007\)](#), a ordem de defasagem foi determinada pelo critério de informação Akaike, sendo igual a três. Para realizar o teste proposto por [Bai e 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 e 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 5. Todos os testes realizados baseiam-se na hipótese nula de não-estacionariedade.

Tabela 5: 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 do autor.

Nos testes realizados, a hipótese nula não é rejeitada em nenhum dos casos. Diante de tais resultados, 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 e Ng \(2004\)](#), todas as variáveis apresentam não-estacionariedade provenientes tanto de fatores comuns, quanto de fatores idiossin-

cráticos¹⁷. Com isso, conclui-se que as séries de interesse são todas $I(1)$ ¹⁸.

Procedeu-se, então, os testes de cointegração em painel descritos na seção 4.2.4. Tanto no teste de cointegração de [Westerlund \(2007\)](#), quanto no de [Larsson e 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, visando corrigir possíveis problemas de endogeneidade.

A tabela 6 apresenta os resultados do procedimento proposto por [Westerlund \(2007\)](#). O critério Akaike determinou que a especificação da forma com ECM não deve incluir termos deterministas na relação de cointegração. Note 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 subamostras, 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 de ordem um.

Tabela 6: 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 $4(T/100)^{\frac{2}{5}} \approx 3$.

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

Fonte: Elaboração do autor.

¹⁷Em certo sentido, este resultado reflete a importância dos fatores comuns nas séries utilizadas.

¹⁸Para a correta determinação da ordem de integração das séries, implementou-se o teste de [Pesaran \(2007\)](#) sobre as diferenças das séries, resultando serem $I(0)$. Tais resultados estão disponíveis no anexo deste trabalho.

Uma limitação deste teste é assumir a existência de apenas um vetor de cointegração. Devido à possibilidade de até dois vetores, executou-se o procedimento proposto por Larsson e Lyhagen (2007). Para a execução do teste de posto, dividiu-se cada uma das subamostras em cinco grupos de países¹⁹, já que tal teste não é computacionalmente factível quando o número de unidades de corte-transversal é relativamente grande.

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 7 apresenta 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.

Tabela 7: Resultados do teste de posto de cointegração de Larsson e Lyhagen (2007)

GRUPO	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	$r = 0$	826.35	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%.

Fonte: Elaboração do autor.

Dado que as séries são cointegradas e dada a existência de apenas um vetor de cointegração entre elas, procedeu-se os experimentos de interesse de acordo com a

¹⁹Os 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.

seção 4.3, 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 DFE, MG e PMG apenas para referência.

A tabela 8 expõe os valores estimados. Tanto os estimadores uniequacionais, CCEMG e CPMG, quanto o VECM²⁰, resultaram invariavelmente em efeitos positivos para a relação de longo prazo de interesse, sendo a velocidade de ajustamento negativa e estatisticamente significativa, como esperado. Como esta última não é estimada no procedimento de [Breitung \(2005\)](#) por construção, adotou-se o método descrito na seção 4.3.3 para recuperá-la e estimar sua versão *Mean-Group*.

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 seção 4.2.6, o teste de Hausman não rejeitou a hipótese nula, indicando que os estimadores CCEMG e CPMG são sistematicamente iguais. Este resultado indica, em última instância, que as relações macroeconômicas relativas ao consumo agregado tendem a ser semelhantes entres os países, estando em linha com os resultados obtidos por [Pesaran e Shin \(1999\)](#), porém num contexto mais geral em que o consumo é determinado também pelo gasto de governo. Portanto, para fins analíticos, considera-se os estimadores CPMG e o VECM.

A ordem dos modelos foi determinada com base no critério AIC. Os coeficientes de longo prazo associados aos gastos do governo foram significantes à 5% em ambos os casos considerados. Para o CPMG de ordem 1, um choque positivo de gasto do governo de uma unidade monetária elevaria o consumo em 17,9% do choque, enquanto no VECM de ordem 2, o efeito seria de 19,2%, uma diferença de apenas 1,3 ponto percentual. Para o CPMG, a inferência requer que a condição de exogeneidade fraca seja atendida. Por isso, procedeu-se o teste conforme seção 4.2.7²¹, que mostra a validade da inferência sobre o parâmetro de interesse.

Os coeficientes de curto prazo também foram positivos e de pequena magnitude.

²⁰No caso do VECM, reporta-se apenas os resultados referentes à equação de interesse.

²¹Resultados constam da tabela A.3 no anexo deste trabalho.

Tabela 8: Resultados das Estimações de Modelo de Correção de Erros Para a Amostra Global

	DFE	MG	PMG	CCEMG	CPMG	VECM(2)
VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO						
$\hat{\alpha}$	-0.219 (0.00)	-0.385 (0.00)	-0.176 (0.00)	-0.715 (0.00)	-0.522 (0.00)	-0.347 (0.00)
PARÂMETROS DE LONGO PRAZO						
g_{t-1}	0.317 (0.00)	0.178 (0.15)	0.217 (0.00)	0.233 (0.06)	0.179 (0.00)	0.192 (0.00)
y_{t-1}	0.671 (0.00)	0.913 (0.00)	0.770 (0.00)	0.767 (0.00)	0.632 (0.00)	0.781 (0.00)
PARÂMETROS DE CURTO PRAZO						
$\hat{\alpha}_0$	Δc_{t-1}	-0.046 (0.08)	0.136 (0.00)	0.109 (0.00)	0.145 (0.00)	0.143 (0.23)
$\hat{\gamma}_{-1}$	Δg_{t+1}	0.018 (0.41)	0.047 (0.09)	0.050 (0.02)	0.069 (0.07)	0.088 (0.00)
	Δy_{t+1}	-0.023 (0.55)	0.072 (0.00)	0.049 (0.03)	0.029 (0.44)	0.019 (0.66)
$\hat{\gamma}_0$	Δg_t	0.167 (0.00)	0.159 (0.00)	0.165 (0.00)	0.193 (0.00)	0.222 (0.00)
	Δy_t	0.730 (0.00)	0.604 (0.00)	0.560 (0.00)	0.546 (0.00)	0.510 (0.00)
$\hat{\gamma}_1$	Δg_{t-1}	0.016 (0.46)	0.033 (0.25)	0.021 (0.40)	0.063 (0.11)	0.055 (0.09)
	Δy_{t-1}	0.108 (0.01)	-0.072 (0.06)	-0.009 (0.73)	-0.164 (0.02)	-0.079 (0.04)
	<i>constante</i>	0.132 (0.21)	0.170 (0.63)	0.075 (0.00)	0.054 (0.94)	0.563 (0.86)
						0.217 (0.09)
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. Parâmetros do VECM expressos apenas para a equação de interesse. Por concisão, reporta-se apenas os resultados para a primeira defasagem do VECM(2), já que os parâmetros de interesse não foram estatisticamente significantes na segunda defasagem.
Fonte: Elaboração do autor.

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. Já no caso da diferença defasada *Mean-Group* de ordem um do VECM, a elasticidade de curto prazo de aproximadamente 12% foi significativa a 5%, sendo a de ordem dois não significativa.

Como discutido na seção 4.1, a interação entre agentes otimizadores e não otimizadores no contexto de assimetria de informação pode resultar em diferenças entre os efeitos de curto e longo prazos. Assim, os resultados obtidos neste trabalho proveem evidências de que não apenas a decomposição dos erros proposta se ajusta satisfatoriamente às relações analisadas, como também de que a estrutura com correção de erros é capaz de explicar mais adequadamente as relações dinâmicas entre gasto de governo e consumo privado.

Por fim, as estimações das velocidades de ajustamento evidenciam um retorno relativamente lento ao equilíbrio, tanto no caso do CPMG, quanto no caso do VECM. 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 prazo, 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 4.

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 obtêm 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 prazos, assumida por estimadores como o DOLS, parece ser bastante restritiva para a análise dos efeitos do gasto do governo sobre o consumo privado, sugerindo que a restrição de fatores comuns torna o modelo econométrico mal especificado.

Parte-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 subamostras descritas na seção 4.4. Em decorrência das evidências de correlação nas unidades de corte transversal e por concisão, as estimações obtidas para os estimadores DFE, MG e PMG são reportadas tabela 9 apenas para referência.

Os resultados de interesse estão expressos na tabela 10. Como esperado, em ambas as subamostras, 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.

Para auxiliar a compreensão, reporta-se primeiramente os resultados dos testes de homogeneidade da relação de cointegração para ambas as subamostras. Como no caso global, nos experimentos sobre as subamostras, 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.

Entre as subamostras, os termos de velocidade de ajustamento obtidos por meio do estimador CPMG mostraram ser 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 subamostras. Observa-se que os resultados nos parâmetros de interesse obtidos pelos estimadores uniequacionais foram bastante próximos daqueles obtidos pelo VECM, sugerindo que os gastos do governo são fracamente exógenos no vetor de cointegração. A tabela A.3 no anexo deste trabalho atesta esta conclusão.

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

Tabela 9: Resultados das Estimções de Modelos de Correção de Erros para as Subamostras

	DFE	MG	PMG	DFE	MG	PMG
PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO			PAÍSES DESENVOLVIDOS			
	VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO					
$\hat{\alpha}$	-0.231 (0.00)	-0.403 (0.00)	-0.164 (0.00)	-0.137 (0.00)	-0.394 (0.00)	-0.200 (0.00)
	PARÂMETROS DE LONGO PRAZO					
g_{t-1}	0.328 (0.00)	0.059 (0.75)	0.241 (0.00)	0.188 (0.00)	0.082 (0.54)	0.214 (0.00)
y_{t-1}	0.676 (0.00)	0.897 (0.00)	0.751 (0.00)	0.756 (0.00)	0.953 (0.00)	0.771 (0.00)
	PARÂMETROS DE CURTO PRAZO					
$\hat{\alpha}_0$	Δc_{t-1}	-0.053 (0.16)	0.085 (0.11)	0.025 (0.65)	0.165 (0.00)	0.220 (0.00)
	Δg_{t+1}	0.024 (0.43)	0.027 (0.49)	0.054 (0.07)	0.035 (0.11)	0.045 (0.24)
$\hat{\gamma}_{-1}$	Δy_{t+1}	-0.041 (0.50)	0.102 (0.00)	0.050 (0.07)	0.081 (0.01)	0.083 (0.03)
	Δg_t	0.181 (0.00)	0.081 (0.49)	0.126 (0.01)	-0.024 (0.29)	0.222 (0.00)
$\hat{\gamma}_0$	Δy_t	0.770 (0.00)	0.634 (0.00)	0.563 (0.00)	0.464 (0.00)	0.556 (0.00)
	Δg_{t-1}	0.017 (0.59)	0.058 (0.18)	0.062 (0.08)	-0.006 (0.76)	0.017 (0.65)
$\hat{\gamma}_1$	Δy_{t-1}	0.133 (0.04)	-0.032 (0.59)	0.040 (0.34)	0.001 (0.96)	-0.117 (0.00)
<i>constante</i>		0.082 (0.63)	0.504 (0.45)	0.071 (0.00)	0.166 (0.00)	0.129 (0.61)
AIC	-	-3338.31	-3180.94	-	-4749.22	-45755.76
Teste Hausman	PMG DFE (0.05)	MG DFE (0.37)	MG PMG (0.63)	PMG DFE (0.00)	MG DFE (0.03)	MG PMG (0.20)

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

Tabela 10: Resultados das Estimções de Modelo de Correção de Erros na Presença de Fatores Comuns para as Subamostras

	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)	-0.314 (0.00)	-0.827 (0.00)	-0.501 (0.00)	-0.382 (0.00)
			PARÂMETROS DE LONGO PRAZO			
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			
$\hat{\alpha}_0$	0.091 (0.18)	0.070 (0.20)	0.111 (0.06)	0.275 (0.00)	0.242 (0.00)	0.226 (0.00)
$\hat{\gamma}_{-1}$	0.057 (0.21)	0.063 (0.13)	-	0.072 (0.30)	0.058 (0.25)	-
	-0.011 (0.83)	-0.022 (0.71)	-	0.064 (0.06)	0.030 (0.46)	-
$\hat{\gamma}_0$	0.204 (0.00)	0.112 (0.03)	-	0.232 (0.01)	0.189 (0.00)	-
	0.568 (0.00)	0.558 (0.00)	-	0.499 (0.00)	0.501 (0.00)	-
$\hat{\gamma}_1$	0.001 (0.98)	0.007 (0.86)	0.055 (0.10)	0.047 (0.39)	0.061 (0.20)	0.164 (0.07)
	-0.124 (0.08)	-0.055 (0.33)	-0.114 (0.05)	-0.108 (0.14)	-0.134 (0.04)	-0.189 (0.02)
<i>constante</i>	-0.058 (0.96)	-0.103 (0.89)	0.702 (0.79)	-1.881 (0.03)	-0.249 (0.41)	0.531 (0.67)
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. Ordem *leads and lags* dos estimadores uniequacionais e *lags* do VECM definidas pelo critério AIC. Parâmetros do VECM expressos apenas para a equação de interesse.
Fonte: Elaboração do autor.

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 subamostras: 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.

Quanto aos efeitos de curto prazo, nota-se que o parâmetro de efeitos contemporâneos foi positivo e significativo a 5% em ambas as subamostras, sendo maior no caso da amostra de países desenvolvidos. Já os efeitos defasados só foram significantes a 10% no VECM.

Estes resultados, portanto, fornecem suporte à hipótese de que o sinal e a magnitude dos gastos do governo podem estar associados à existência de restrição à liquidez, já que é sabido que os mercados de crédito em países em desenvolvimento são incipientes comparativamente aos dos países desenvolvidos. Dentro do arcabouço teórico considerado, tais resultados podem ser vistos como evidências de que os efeitos sobre os agentes não-otimizadores mais do que compensam 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 parecem ter maior capacidade de afetar positivamente o bem-estar dos agentes – via variação positiva no consumo – relativamente aos países desenvolvidos.

O último estágio da análise é obtenção das funções de resposta ao impulso generalizadas a partir do VECM estimado para a amostra global e, em seguida, para as duas subamostras. Para tanto, realizou-se como exercício a simulação de um choque de um desvio padrão no gasto de governo a fim de se observar a resposta dinâmica do consumo. As figuras 2, 3 e 4 expressam graficamente os resultados.

Como as funções de resposta ao impulso sugerem, choques de gastos apresentam efeitos positivos e relativamente persistentes em todos os casos, tendo como duração em torno de sete períodos no caso global. Comparando-se as figuras 3 e 4, pode-se observar que os efeitos nos países desenvolvidos tendem a apresentar menor magnitude e um

retorno mais rápido ao equilíbrio.

Figura 2: Resposta média do consumo privado ao choque de gasto no caso Global

Figura 3: Resposta média do consumo privado ao choque de gasto em países em desenvolvimento

Figura 4: Resposta média do consumo privado ao choque de gasto em países desenvolvidos

6 Conclusões

Neste trabalho, analisou-se a relação dinâmica de longo prazo entre o consumo privado agregado e o gasto do governo em um painel com 48 países no período de 1975 a 2009 baseando-se nas recentes contribuições em teoria macroeconômica que estabelecem que o sinal e a magnitude dos efeitos do gasto 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 à 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 o gasto 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.

O modelo com termo de correção de erros mostrou-se bastante apropriado, dado que os efeitos de curto e longo prazos foram heterogêneos. Assim, seja da perspectiva teórica deste trabalho, seja de uma perspectiva empírica, os resultados obtidos sugerem que a restrição de fatores comuns imposta por estimadores como o DOLS não deve se aplicar às relações entre o consumo privado e o gasto do governo.

Tanto em termos globais, considerando-se a amostra como um todo, quanto separadamente para o grupo de países em desenvolvimento e o de desenvolvidos, os resultados obtidos fornecem fortes evidências contra a hipótese de que o gasto do governo *crowds out* o consumo privado. De uma perspectiva 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 baixa, em particular, a magnitude do efeito agregado resultante.

Em última instância, isso indica que a política fiscal é capaz de produzir efeitos como os preditos pela teoria keynesiana sobre o consumo privado agregado 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, resultados para a amostra global e para as subamostras indicam que o gasto do governo geralmente pode ser visto como complemento ao consumo privado. Nesse sentido, os resultados obtidos neste trabalho replicam aqueles comumente obtidos pela literatura baseada em séries temporais puras, sendo contrários aos resultados frequentemente obtidos pela literatura baseada em cointegração em painel.

Uma contribuição relevante deste trabalho é apresentar resultados que indicam que, sob uma estrutura com correção de erros, as relações de longo prazo poderiam ser consideradas homogêneas entre os países, enquanto as relações de curto prazo tenderiam a refletir aspectos idiossincráticos que implicam em imperfeições como a assimetria de informação de modo distinto entre os países. Isso indica que os princípios econômicos relativos ao equilíbrio de longo prazo entre o consumo privado, a renda disponível e o gasto do governo tendem a ser similares entre os grupos de países.

Para se analisar os efeitos da restrição de liquidez no contexto da relação dinâmica entre o consumo privado e o gasto do governo, pode-se verificar a existência de efeitos distintos dos gastos de governo sobre o consumo privado comparando-se grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento, de forma que as possíveis diferenças seriam reflexos das maiores restrições financeiras com as quais indivíduos em economias em desenvolvimento se deparariam comparativamente aos indivíduos em economias desenvolvidas. Economias em desenvolvimento frequentemente sofrem de problemas institucionais que se repercutem em baixas taxas de poupança, restrições ao acesso às poupanças interna e externa, baixo grau de compartilhamento de risco, escassez de crédito devido ao baixo desenvolvimento de seus mercados financeiros, entre outros, compondo problemas que inviabilizam a suavização intertemporal do consumo. Por isso, em tais economias, deve haver uma maior quantidade de agentes não-otimizadores.

Assim, visando aprofundar a investigação, 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 adici-

onal à literatura, pois indicam que choques de gastos de governo em países em desenvolvimento produziriam impactos duas vezes maiores do que em países desenvolvidos, corroborando a hipótese de que a restrição à liquidez exerce papel fundamental na propagação dos choques de gastos. Com isso, 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 às 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. Além disso, associados à abordagem teórica assumida, sugerem 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 Bibliográficas

- 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. Fiscal policy and aggregate demand. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 75, n. 1, p. 117–127, 1985.
- AUTERI, M.; COSTANTINI, M. A panel cointegration approach to estimating substitution elasticities in consumption. *Economic Modelling*, Elsevier B.V., v. 27, n. 3, p. 782–787, maio 2010. ISSN 02649993.
- BAI, J.; NG, S. A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 72, n. 4, p. 1127–1177, 2004.
- BAILEY, M. *National income and the price level: a study in macrotheory*. [S.l.]: McGraw-Hill, 1971. ISBN 9780070032217.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. [S.l.]: J. Wiley & Sons, 2005. 302 p.
- BARRO, R. Output effects of government purchases. *Journal Of Political Economy*, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, v. 89, n. 6, p. 1086–1121, 1981.
- BILBIIE, F. O.; STRAUB, R. Fiscal policy, business cycles and labor-market fluctuations. *MNB Working Papers*, Magyar Nemzeti Bank (The Central Bank of Hungary), 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. [S.l.]: Emerald Group Publishing Limited, 2012. cap. 4, p. 43–86.
- BINDER, M.; OFFERMANN, C. International investment positions and exchange rate dynamics: a dynamic panel analysis. 2007. Disponível em: <<http://www.eea-esem.com>>

68/EEA-ESEM/2009/prog/viewpaper.asp?pid=2543>.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002.

BOUAKEZ, H.; REBEL, N. Why does private consumption rise after a government spending shock? *Canadian Journal of Economics*, 2007.

BREITUNG, J. A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, Taylor & Francis, v. 24, n. 2, p. 151–173, 2005.

BREITUNG, J.; PESARAN, M. Unit roots and cointegration in panels. *The Econometrics of Panel Data*, Springer, n. 1565, p. 279–322, 2008.

CAMPBELL, J.; MANKIW, N. *Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence*. [S.l.]: MIT Press, 1989. 216 p.

CHUDIK, A.; PESARAN, M.; TOSETTI, E. Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal*, v. 14, n. 1, p. C45–C90, fev. 2011. ISSN 13684221.

COLCIAGO, A. Rule of Thumb Consumers Meet Sticky Wages. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 43, n. 2, 2011.

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.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.

ERIKSSON, A. A Panel Cointegration Analysis of the Relation between Private and Government Consumption. *Working Papers, Department of Economics, Lund University*, Lund University, Department of Economics, p. 39, 2005.

FATÁS, A.; MIHOV, I. *The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence*. [S.l.]: INSEAD, 2000.

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, mar. 2007. ISSN 1542-4766.

GANELLI, G. The new open economy macroeconomics of government debt. *Journal of international Economics*, Elsevier, v. 65, n. 1, p. 167–184, 2005.

GANELLI, G. The Effects of Fiscal Shocks on Consumption: Reconciling Theory and Data. *The Manchester School*, v. 75, n. 2, p. 193–209, mar. 2007. ISSN 1463-6786.

GANELLI, G.; TERVALA, J. Can government spending increase private consumption? The role of complementarity. *Economics Letters*, International Monetary Fund, v. 103, n. 1, p. 5–7, abr. 2009. ISSN 01651765.

GENGENBACH, C.; URBAIN, J.; WESTERLUND, J. Panel error correction testing with global stochastic trends. 2008.

GIAVAZZI, F.; JAPPELLI, T.; PAGANO, M. Searching for non-linear effects of fiscal policy: evidence from industrial and developing countries. *European Economic Review*, Elsevier, v. 44, n. 7, p. 1259–1289, 2000.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries. *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, v. 5, n. January, p. 75–122, 1990.

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, 1978.

HARRIS, R.; SOLLIS, R. *Applied time series modelling and forecasting*. [S.l.]: John Wiley and Sons, 2003. 302 p. ISBN 0-470-84443-4.

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.

HEPPKE-FALK, K.; TENHOFEN, J.; WOLFF, G. *The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis*. [S.l.]: Deutsche Bundesbank, 2006.

HO, T.-w. The government spending and private consumption: a panel cointegration

analysis. *International Review of Economics & Finance*, v. 10, n. 1, p. 95–108, dez. 2001. ISSN 10590560.

HORVATH, M. The effects of government spending shocks on consumption under optimal stabilization. *European Economic Review*, v. 53, n. 7, p. 815–829, out. 2009. ISSN 00142921.

HURLIN, C.; MIGNON, V. Second generation panel unit root tests. n. August, p. 1–24, 2007.

IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 115, n. 1, p. 53–74, 2003.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231–254, 1988.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR model: Methodology and Applications*. [S.l.]: Oxford University Press, 2006. (OUP Catalogue). ISBN 9780199285679.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, v. 90, n. 1, p. 1–44, maio 1999. ISSN 03044076.

KAO, C.; CHIANG, M. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Science*, Emerald Group Publishing Limited, v. 15, p. 179–222, 2001.

KARRAS, G. Government spending and private consumption: some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, JSTOR, v. 26, n. 1, p. 9–22, 1994.

KORMENDI, R. Government debt, government spending, and private sector behavior. *The American Economic Review*, JSTOR, 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: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. *Fiscal Policy and Management in East Asia, NBER-EASE*. National Bureau of Economic Research, 2007, (NBER Chapters, October). p. 45–58. ISBN 9780226386812. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c0368.pdf>>.

LARSSON, R.; LYHAGEN, J. Inference in Panel Cointegration Models With Long Panels. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 25, n. 4, p. 473–483, out. 2007. ISSN 0735-0015.

LARSSON, R.; LYHAGEN, J.; LOTHGREN, M. Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *The Econometrics Journal*, Wiley Online Library, v. 4, n. 1, p. 109–142, 2001.

LINNEMANN, L.; SCHABERT, A. Productive Government Expenditure in Monetary Business Cycle Models. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 53, n. 1, p. 28–46, fev. 2006. ISSN 0036-9292.

MANKIW, N. The savers-spenders theory of fiscal policy. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 120–125, 2000.

MCCOSKEY, S.; KAO, C. A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric reviews*, Taylor & Francis, v. 17, n. 1, p. 57–84, 1998.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 24, n. 6, p. 960–992, 2009.

NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703, maio 1987. ISSN 00129682.

NIEH, C.-C.; HO, T.-w. Does the expansionary government spending crowd out the private consumption? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 46, n. 1, p. 133–148, fev. 2006. ISSN 10629769.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999.

PEDRONI, P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Emerald Group Publishing Limited*, in Badi H. Baltagi, Thomas B. Fomby, R. Carter Hill (ed.) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Volume 15)*, p. 93–130, 2001.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, Cambridge

Univ Press, v. 20, n. 03, p. 597–625, 2004.

PEROTTI, R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *CEPR Discussion Paper no. 4842*. London, Centre for Economic Policy, 2005. Disponível em: <<http://www.cepr.org/pubs/new-dps/dplist.asp?dpno=4842>>.

PESARAN, M. *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. [S.l.], 2004. v. 0435. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=572504>>.

PESARAN, M. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006.

PESARAN, M. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 22, n. 2, p. 265–312, 2007.

PESARAN, M.; SHIN, Y. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical*, v. 94, n. 446, p. 621–634, 1999.

PESARAN, M.; SMITH, R. Econometrics Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 79–113, 1995.

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.

SCHCLAREK, A. Fiscal policy and private consumption in industrial and developing countries. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 29, n. 4, p. 912–939, 2007.

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, jun. 2008. ISSN 00472727.

URBAIN, J.-p. On weak exogeneity in error correction models. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, v. 2, n. 54, p. 187–208, 1992.

WAGNER, M.; HLOUSKOVA, J. The performance of panel cointegration methods: results from a large scale simulation study. *Econometric Reviews*, v. 29, n. 2, 2009.

WESTERLUND, J. Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 69, n. 6, p. 709–748, dez. 2007. ISSN 0305-9049.

Lista de Abreviações

ADF	Augmented Dickey-Fuller		preferences-Money supply
CADF	Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller	LSDV	Least-Square Dummy Variable
		MG	Mean-Group
CCEMG	Common Correlated Effects Mean-Group	MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
CPMG	Conditional Pooled Mean-Group	OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
CD	Cross-section Dependence	OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
CIPS	Cross-sectionally IPS	OLS	Ordinary Least Squares
DOLS	Dynamic Ordinary Least Squares	P-ECM	Panel Error Correction Model
DF	Dickey-Fuller	P-VECM	Panel Vector Error Correction Model
DFE	Dynamic Fixed Effects	PANIC	Panel Analysis of Nonstationary in Idiosyncratic and Common Components
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium	PIB	Produto Interno Bruto
ECM	Error-Correction Model	PMG	Pooled Mean-Group
FMOLS	Fully-Modified Ordinary Least Squares	PPP	Purchasing Power Parity
GLS	Generalized Least Square	PWT	Penn World Table
GMM	Generalized Method Of Moments	RBC	Real Business Cycle
IFS	International Financial Statistics	UNdata	United Nations Databases
IMF	Internacional Monetary Fund	VAR	Vector Autoregression
IPS	Im, Pesaran, and Shin	VECM	Vector Error-Correction Model
ISTAT	Italian National Institute of Statistics	WDI	World Development Indicators
IS-LM	Investment-Saving - Liquidit		

Anexo A

A.1 Testes adicionais de raiz unitária

Tabela A.1: Testes de raiz unitária sob presença de fatores comuns

TESTE DE PESARAN (2007)		
	A	B
CONSUMO		
Países em desenvolvimento	-5.75 (0.00)	0.35 (0.63)
Países desenvolvidos	-4.07 (0.00)	0.45 (0.67)
Global	-5.60 (0.00)	-0.05 (0.47)
GOVERNO		
Países em desenvolvimento	-3.60 (0.00)	-0.40 (0.34)
Países desenvolvidos	-3.08 (0.00)	1.48 (0.93)
Global	-4.11 (0.00)	-0.64 (0.26)
RENDA DISPONÍVEL		
Países em desenvolvimento	-4.19 (0.00)	1.15 (0.87)
Países desenvolvidos	-2.12 (0.01)	1.53 (0.93)
Global	-3.73 (0.00)	0.25 (0.60)

Notas: p-valor entre parênteses. Teste de Pesaran (2007) baseado em sua distribuição truncada com defasagens determinadas pelo critério de informação Akaike. A: teste sobre as diferenças das séries; B: Teste sobre o nível das séries sem tendência determinista.

Fonte: Elaboração do autor.

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

Tabela A.2: 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 Costa do Marfim Egipto Senegal Tunísia	África do Sul Brasil Índia México	Bolívia Colômbia Equador Paraguai Peru	Argélia Honduras Jamaica Jordânia Papua Nova Guiné	Costa Rica Guiana Mauritânia Suriname Venezuela
PAÍSES DESENVOLVIDOS	Dinamarca Finlândia Luxemburgo Noruega Suécia	Austrália Coreia do Sul Islândia Japão Nova Zelândia	Bélgica Grécia Hungria Itália Portugal	Bahamas Barbados Canadá Estados Unidos	Alemanha Espanha França Holanda 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 diversas outras combinações por meio de sorteio, porém os resultados foram invariantes.

Fonte: Elaboração do autor.

A.3 Teste de exogeneidade fraca

Tabela A.3: Resultados dos testes de exogeneidade fraca.

TESTES DE EXOGENEIDADE FRACA SOBRE O VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS ξ_{t-1}				
		GLOBAL	PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO	PAÍSES DESENVOLVIDOS
$\hat{\alpha}_{g,ij}$	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: Estimções das equações (27) e (28) baseadas no estimador CCE. p-valor do teste de significância estatística entre parênteses.

Fonte: Elaboração do autor.

A.4 Resultados individuais baseados nas estimações do CPMG

Tabela A.4: Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo da estimação do CPMG para a subamostra de países desenvolvidos

ALEMANHA		AUSTRÁLIA		BAHAMAS		BARBADOS		BELGICA	
$\hat{\alpha}$	-0.665 (0.05)	$\hat{\alpha}$	-0.296 (0.01)	$\hat{\alpha}$	-0.434 (0.01)	$\hat{\alpha}$	-1.184 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.767 (0.00)
Δc_{t-1}	-0.035 (0.84)	Δc_{t-1}	0.073 (0.71)	Δc_{t-1}	0.035 (0.79)	Δc_{t-1}	0.264 (0.11)	Δc_{t-1}	0.242 (0.09)
Δg_{t+1}	0.079 (0.26)	Δg_{t+1}	0.033 (0.82)	Δg_{t+1}	0.569 (0.02)	Δg_{t+1}	-0.040 (0.64)	Δg_{t+1}	0.055 (0.56)
Δg_t	0.240 (0.00)	Δg_t	0.264 (0.03)	Δg_t	0.191 (0.39)	Δg_t	-0.032 (0.73)	Δg_t	0.396 (0.00)
Δg_{t-1}	0.085 (0.35)	Δg_{t-1}	0.143 (0.23)	Δg_{t-1}	0.176 (0.37)	Δg_{t-1}	-0.172 (0.08)	Δg_{t-1}	0.383 (0.00)
Δy_{t+1}	-0.017 (0.85)	Δy_{t+1}	-0.151 (0.26)	Δy_{t+1}	-0.235 (0.28)	Δy_{t+1}	0.276 (0.13)	Δy_{t+1}	0.349 (0.04)
Δy_t	0.637 (0.00)	Δy_t	0.188 (0.19)	Δy_t	0.206 (0.46)	Δy_t	0.765 (0.00)	Δy_t	0.340 (0.09)
Δy_{t-1}	0.327 (0.06)	Δy_{t-1}	-0.023 (0.86)	Δy_{t-1}	0.109 (0.58)	Δy_{t-1}	-0.056 (0.80)	Δy_{t-1}	-0.259 (0.07)
CANADÁ		CORÉIA DO SUL		DINAMARCA		ESTADOS UNIDOS		FINLÂNDIA	
$\hat{\alpha}$	-0.383 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-1.093 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.427 (0.04)	$\hat{\alpha}$	-0.322 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.227 (0.03)
Δc_{t-1}	1.070 (0.00)	Δc_{t-1}	0.206 (0.02)	Δc_{t-1}	0.485 (0.05)	Δc_{t-1}	0.335 (0.01)	Δc_{t-1}	-0.107 (0.61)
Δg_{t+1}	-0.304 (0.00)	Δg_{t+1}	-0.115 (0.33)	Δg_{t+1}	0.029 (0.84)	Δg_{t+1}	0.148 (0.02)	Δg_{t+1}	0.432 (0.01)
Δg_t	0.011 (0.84)	Δg_t	0.264 (0.00)	Δg_t	0.068 (0.61)	Δg_t	0.443 (0.00)	Δg_t	0.505 (0.00)
Δg_{t-1}	0.081 (0.10)	Δg_{t-1}	-0.377 (0.00)	Δg_{t-1}	-0.073 (0.56)	Δg_{t-1}	-0.123 (0.07)	Δg_{t-1}	0.303 (0.08)
Δy_{t+1}	-0.194 (0.00)	Δy_{t+1}	-0.276 (0.00)	Δy_{t+1}	-0.177 (0.50)	Δy_{t+1}	-0.016 (0.74)	Δy_{t+1}	0.148 (0.10)
Δy_t	0.695 (0.00)	Δy_t	0.809 (0.00)	Δy_t	0.630 (0.00)	Δy_t	0.507 (0.00)	Δy_t	0.288 (0.01)
Δy_{t-1}	-0.800 (0.00)	Δy_{t-1}	-0.108 (0.21)	Δy_{t-1}	-0.283 (0.40)	Δy_{t-1}	-0.193 (0.02)	Δy_{t-1}	-0.054 (0.62)
FRANÇA		GRÉCIA		HOLANDA		HUNGRIA		ISLÂNDIA	
$\hat{\alpha}$	-0.913 (0.04)	$\hat{\alpha}$	-0.730 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.137 (0.43)	$\hat{\alpha}$	-0.288 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-1.048 (0.00)
Δc_{t-1}	-0.390 (0.02)	Δc_{t-1}	0.229 (0.14)	Δc_{t-1}	0.666 (0.00)	Δc_{t-1}	0.247 (0.03)	Δc_{t-1}	0.327 (0.03)
Δg_{t+1}	-0.104 (0.41)	Δg_{t+1}	0.187 (0.02)	Δg_{t+1}	-0.067 (0.33)	Δg_{t+1}	0.203 (0.00)	Δg_{t+1}	0.679 (0.01)
Δg_t	0.123 (0.28)	Δg_t	0.230 (0.06)	Δg_t	0.092 (0.21)	Δg_t	0.348 (0.00)	Δg_t	0.431 (0.11)
Δg_{t-1}	0.001 (0.99)	Δg_{t-1}	0.023 (0.80)	Δg_{t-1}	-0.032 (0.75)	Δg_{t-1}	0.144 (0.02)	Δg_{t-1}	0.372 (0.08)
Δy_{t+1}	-0.093 (0.29)	Δy_{t+1}	0.404 (0.00)	Δy_{t+1}	0.261 (0.27)	Δy_{t+1}	-0.091 (0.20)	Δy_{t+1}	-0.047 (0.67)
Δy_t	0.523 (0.00)	Δy_t	0.440 (0.00)	Δy_t	0.803 (0.00)	Δy_t	0.357 (0.00)	Δy_t	0.679 (0.00)
Δy_{t-1}	0.280 (0.08)	Δy_{t-1}	0.178 (0.29)	Δy_{t-1}	-0.440 (0.08)	Δy_{t-1}	0.039 (0.64)	Δy_{t-1}	-0.134 (0.49)

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela A.5: Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo da estimação do CPMG para a subamostra de países desenvolvidos

ITÁLIA		JAPÃO		LUXEMBURGO		NOVA ZELÂNDIA		NORUEGA	
$\hat{\alpha}$	-0.357 (0.02)	$\hat{\alpha}$	-0.887 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.183 (0.07)	$\hat{\alpha}$	-0.652 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.182 (0.02)
Δc_{t-1}	0.315 (0.04)	Δc_{t-1}	0.310 (0.05)	Δc_{t-1}	-0.318 (0.04)	Δc_{t-1}	0.427 (0.00)	Δc_{t-1}	0.156 (0.47)
Δg_{t+1}	-0.147 (0.39)	Δg_{t+1}	0.065 (0.59)	Δg_{t+1}	0.010 (0.95)	Δg_{t+1}	0.264 (0.00)	Δg_{t+1}	-0.296 (0.17)
Δg_t	0.088 (0.53)	Δg_t	0.072 (0.49)	Δg_t	0.145 (0.29)	Δg_t	0.368 (0.00)	Δg_t	-0.646 (0.02)
Δg_{t-1}	0.060 (0.57)	Δg_{t-1}	0.353 (0.00)	Δg_{t-1}	0.477 (0.00)	Δg_{t-1}	0.119 (0.07)	Δg_{t-1}	-0.573 (0.04)
Δy_{t+1}	-0.006 (0.98)	Δy_{t+1}	-0.069 (0.36)	Δy_{t+1}	-0.301 (0.03)	Δy_{t+1}	0.039 (0.54)	Δy_{t+1}	0.258 (0.35)
Δy_t	0.388 (0.02)	Δy_t	0.413 (0.00)	Δy_t	0.279 (0.01)	Δy_t	0.432 (0.00)	Δy_t	0.560 (0.03)
Δy_{t-1}	-0.417 (0.14)	Δy_{t-1}	-0.299 (0.04)	Δy_{t-1}	-0.072 (0.61)	Δy_{t-1}	-0.704 (0.00)	Δy_{t-1}	0.756 (0.01)
PORTUGAL		ESPANHA		SUÉCIA		REINO UNIDO			
$\hat{\alpha}$	-0.374 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.951 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.537 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.634 (0.00)		
Δc_{t-1}	0.248 (0.01)	Δc_{t-1}	0.174 (0.19)	Δc_{t-1}	0.318 (0.00)	Δc_{t-1}	0.546 (0.00)		
Δg_{t+1}	-0.146 (0.20)	Δg_{t+1}	0.138 (0.01)	Δg_{t+1}	-0.292 (0.01)	Δg_{t+1}	0.012 (0.91)		
Δg_t	0.304 (0.00)	Δg_t	0.378 (0.00)	Δg_t	-0.050 (0.60)	Δg_t	0.315 (0.00)		
Δg_{t-1}	0.064 (0.52)	Δg_{t-1}	0.103 (0.17)	Δg_{t-1}	0.085 (0.40)	Δg_{t-1}	-0.141 (0.14)		
Δy_{t+1}	0.270 (0.00)	Δy_{t+1}	0.132 (0.13)	Δy_{t+1}	0.259 (0.00)	Δy_{t+1}	0.016 (0.87)		
Δy_t	0.504 (0.00)	Δy_t	0.576 (0.00)	Δy_t	0.137 (0.09)	Δy_t	0.890 (0.00)		
Δy_{t-1}	-0.232 (0.01)	Δy_{t-1}	-0.265 (0.06)	Δy_{t-1}	-0.307 (0.01)	Δy_{t-1}	-0.265 (0.03)		

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela A.6: Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo da estimação do CPMG para a subamostra de países em desenvolvimento

ÁFRICA DO SUL		ARGÉLIA		BOLÍVIA		BOTSUANA		BRASIL	
$\hat{\alpha}$	-0.114 (0.06)	$\hat{\alpha}$	-0.414 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.686 (0.01)	$\hat{\alpha}$	-0.342 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.582 (0.00)
Δc_{t-1}	-0.046 (0.64)	Δc_{t-1}	0.495 (0.00)	Δc_{t-1}	0.412 (0.08)	Δc_{t-1}	-0.023 (0.83)	Δc_{t-1}	0.421 (0.00)
Δg_{t+1}	-0.105 (0.08)	Δg_{t+1}	-0.080 (0.20)	Δg_{t+1}	-0.086 (0.30)	Δg_{t+1}	-0.384 (0.02)	Δg_{t+1}	0.031 (0.34)
Δg_t	0.189 (0.00)	Δg_t	0.034 (0.67)	Δg_t	0.108 (0.24)	Δg_t	-0.140 (0.25)	Δg_t	0.137 (0.00)
Δg_{t-1}	0.159 (0.01)	Δg_{t-1}	0.500 (0.00)	Δg_{t-1}	-0.075 (0.39)	Δg_{t-1}	-0.388 (0.00)	Δg_{t-1}	-0.148 (0.00)
Δy_{t+1}	0.319 (0.00)	Δy_{t+1}	0.189 (0.16)	Δy_{t+1}	0.505 (0.00)	Δy_{t+1}	-0.040 (0.72)	Δy_{t+1}	0.031 (0.58)
Δy_t	0.493 (0.00)	Δy_t	0.147 (0.27)	Δy_t	0.601 (0.00)	Δy_t	0.097 (0.47)	Δy_t	0.775 (0.00)
Δy_{t-1}	0.410 (0.00)	Δy_{t-1}	-0.581 (0.00)	Δy_{t-1}	-0.207 (0.10)	Δy_{t-1}	0.156 (0.25)	Δy_{t-1}	-0.311 (0.01)
COLÔMBIA		COSTA RICA		COSTA DO MARFIM		EQUADOR		EGITO	
$\hat{\alpha}$	-0.654 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.400 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-1.182 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.816 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.398 (0.00)
Δc_{t-1}	0.133 (0.29)	Δc_{t-1}	-0.068 (0.29)	Δc_{t-1}	0.061 (0.72)	Δc_{t-1}	0.157 (0.46)	Δc_{t-1}	0.343 (0.00)
Δg_{t+1}	-0.220 (0.00)	Δg_{t+1}	0.249 (0.00)	Δg_{t+1}	-0.057 (0.31)	Δg_{t+1}	-0.063 (0.55)	Δg_{t+1}	-0.215 (0.00)
Δg_t	0.129 (0.01)	Δg_t	0.370 (0.00)	Δg_t	0.119 (0.03)	Δg_t	0.152 (0.05)	Δg_t	-0.171 (0.03)
Δg_{t-1}	0.091 (0.10)	Δg_{t-1}	0.007 (0.89)	Δg_{t-1}	-0.225 (0.01)	Δg_{t-1}	-0.109 (0.18)	Δg_{t-1}	-0.484 (0.00)
Δy_{t+1}	-0.059 (0.49)	Δy_{t+1}	0.165 (0.00)	Δy_{t+1}	0.142 (0.35)	Δy_{t+1}	0.304 (0.01)	Δy_{t+1}	-0.180 (0.03)
Δy_t	0.882 (0.00)	Δy_t	0.876 (0.00)	Δy_t	0.706 (0.00)	Δy_t	0.879 (0.00)	Δy_t	0.517 (0.00)
Δy_{t-1}	-0.117 (0.41)	Δy_{t-1}	0.428 (0.00)	Δy_{t-1}	0.147 (0.40)	Δy_{t-1}	0.186 (0.09)	Δy_{t-1}	0.069 (0.55)
FIJI		GUIANA		ÍNDIA		JAMAICA		JORDÂNIA	
$\hat{\alpha}$	-0.129 (0.05)	$\hat{\alpha}$	-0.742 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.818 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.609 (0.03)	$\hat{\alpha}$	-1.054 (0.00)
Δc_{t-1}	-0.105 (0.53)	Δc_{t-1}	0.369 (0.06)	Δc_{t-1}	-0.387 (0.00)	Δc_{t-1}	-0.100 (0.70)	Δc_{t-1}	0.315 (0.02)
Δg_{t+1}	0.608 (0.01)	Δg_{t+1}	0.265 (0.01)	Δg_{t+1}	0.178 (0.00)	Δg_{t+1}	0.106 (0.25)	Δg_{t+1}	0.221 (0.01)
Δg_t	0.113 (0.55)	Δg_t	0.311 (0.01)	Δg_t	0.211 (0.00)	Δg_t	0.125 (0.11)	Δg_t	0.178 (0.08)
Δg_{t-1}	0.040 (0.83)	Δg_{t-1}	0.014 (0.89)	Δg_{t-1}	0.130 (0.00)	Δg_{t-1}	-0.054 (0.58)	Δg_{t-1}	0.081 (0.37)
Δy_{t+1}	-0.268 (0.28)	Δy_{t+1}	-0.682 (0.01)	Δy_{t+1}	-0.008 (0.86)	Δy_{t+1}	-0.294 (0.14)	Δy_{t+1}	0.088 (0.58)
Δy_t	0.092 (0.71)	Δy_t	0.043 (0.87)	Δy_t	0.659 (0.00)	Δy_t	0.588 (0.00)	Δy_t	0.547 (0.00)
Δy_{t-1}	-0.427 (0.02)	Δy_{t-1}	-0.562 (0.05)	Δy_{t-1}	-0.034 (0.64)	Δy_{t-1}	-0.058 (0.82)	Δy_{t-1}	-0.096 (0.56)

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela A.7: Velocidades de ajustamento e coeficientes de curto prazo da estimação do CPMG para a subamostra de países desenvolvidos

MAURITÂNIA		MÉXICO		PAPUA NOVA GUINÉ		PARAGUAI		PERU	
$\hat{\alpha}$	-0.793 (0.04)	$\hat{\alpha}$	-0.320 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.407 (0.06)	$\hat{\alpha}$	0.004 (0.98)	$\hat{\alpha}$	-0.483 (0.02)
Δc_{t-1}	0.305 (0.44)	Δc_{t-1}	0.336 (0.03)	Δc_{t-1}	-0.226 (0.17)	Δc_{t-1}	-0.393 (0.01)	Δc_{t-1}	-0.016 (0.93)
Δg_{t+1}	0.120 (0.41)	Δg_{t+1}	0.074 (0.46)	Δg_{t+1}	0.271 (0.09)	Δg_{t+1}	0.403 (0.01)	Δg_{t+1}	0.062 (0.26)
Δg_t	-0.236 (0.01)	Δg_t	0.004 (0.96)	Δg_t	-0.527 (0.00)	Δg_t	0.500 (0.00)	Δg_t	0.003 (0.97)
Δg_{t-1}	-0.008 (0.94)	Δg_{t-1}	-0.087 (0.19)	Δg_{t-1}	-0.042 (0.82)	Δg_{t-1}	0.298 (0.01)	Δg_{t-1}	-0.085 (0.16)
Δy_{t+1}	-0.513 (0.13)	Δy_{t+1}	-0.064 (0.17)	Δy_{t+1}	-0.783 (0.00)	Δy_{t+1}	0.142 (0.37)	Δy_{t+1}	0.068 (0.31)
Δy_t	0.361 (0.38)	Δy_t	0.860 (0.00)	Δy_t	0.747 (0.01)	Δy_t	0.286 (0.08)	Δy_t	0.778 (0.00)
Δy_{t-1}	0.113 (0.72)	Δy_{t-1}	-0.080 (0.60)	Δy_{t-1}	0.193 (0.46)	Δy_{t-1}	-0.365 (0.02)	Δy_{t-1}	0.121 (0.44)
SENEGAL		SURINAME		TUNÍSIA		VENEZUELA			
$\hat{\alpha}$	-0.487 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.643 (0.00)	$\hat{\alpha}$	-0.317 (0.01)	$\hat{\alpha}$	-0.197 (0.06)		
Δc_{t-1}	-0.281 (0.04)	Δc_{t-1}	-0.020 (0.94)	Δc_{t-1}	-0.309 (0.01)	Δc_{t-1}	0.327 (0.08)		
Δg_{t+1}	0.211 (0.06)	Δg_{t+1}	-0.219 (0.32)	Δg_{t+1}	0.222 (0.01)	Δg_{t+1}	-0.080 (0.60)		
Δg_t	0.412 (0.00)	Δg_t	-0.284 (0.19)	Δg_t	0.546 (0.00)	Δg_t	0.428 (0.00)		
Δg_{t-1}	0.103 (0.37)	Δg_{t-1}	0.253 (0.15)	Δg_{t-1}	0.139 (0.15)	Δg_{t-1}	0.061 (0.66)		
Δy_{t+1}	0.063 (0.58)	Δy_{t+1}	0.133 (0.79)	Δy_{t+1}	0.041 (0.49)	Δy_{t+1}	0.147 (0.16)		
Δy_t	0.281 (0.01)	Δy_t	1.387 (0.00)	Δy_t	0.374 (0.00)	Δy_t	0.422 (0.00)		
Δy_{t-1}	-0.126 (0.34)	Δy_{t-1}	-0.178 (0.74)	Δy_{t-1}	0.037 (0.61)	Δy_{t-1}	-0.039 (0.80)		

Fonte: Elaboração do autor.

Anexo B

B.1 Estimações baseadas no DOLS

Nesta seção, segue-se outros trabalhos na literatura e procede-se a análise da relação de longo prazo entre o consumo privado e o gasto do governo baseado no estimador DOLS. Tal estimador é frequentemente utilizado devido à sua melhor performance relativamente ao FMOLS em pequenas amostras²².

Neste procedimento, todas as relações implícitas são assumidas homogêneas entre as unidades de corte transversal. A equação de estimação básica deve ter a seguinte forma:

$$c_t = \hat{\Theta}_1 y_t + \hat{\Theta}_2 g_t$$

em que os termos deterministas e idiossincráticos são eliminados no procedimento de estimação.

Tabela B.1: Resultados da Estimação do Modelo Baseado em Análise de Resíduos

AMOSTRA	COEF.	VAR.	DOLS	R ² -AJUST.	LEADS	LAGS
Países em desenvolvimento ¹	$\hat{\Theta}_1$	g_t	-0.375 (0.03)	0.960	1	2
	$\hat{\Theta}_2$	y_t	0.877 (0.00)			
Países desenvolvidos ²	$\hat{\Theta}_1$	g_t	-0.470 (0.03)	0.907	2	2
	$\hat{\Theta}_2$	y_t	0.784 (0.00)			
Global ³	$\hat{\Theta}_1$	g_t	-0.406 (0.00)	0.520	2	2
	$\hat{\Theta}_2$	y_t	0.768 (0.00)			

Notas: p-valor entre parênteses; T=35; 1: N=24; 2: N=24; 3: N=48.

Fonte: Elaboração do autor.

A tabela B.1 apresenta os resultados, que apontam no sentido de que o gasto do governo *crowds out* o consumo privado na amostra global e nas subamostras analisadas, já que as elasticidade associada aos gastos do governo foram negativas.

²²Para uma comparação entre os estimadores, ver [Kao e Chiang \(2001\)](#).

Estes resultados obtidos são análogos àqueles obtidos pela literatura que se baseia no estimador DOLS, conforme tabela B.2, já que em todos os casos – incluindo o deste trabalho – a estimação baseada em DOLS favorece a hipótese de efeito *crowding out*.

A tabela B.2 apresenta um resumo dos resultados obtidos por esta literatura, conforme tabela a seguir:

Tabela B.2: Sinais dos efeitos obtidos pela literatura de cointegração em painel

ESTIMADOR	FONTE	BASE DE DADOS	SINAL DO EFEITO MÉDIO
DOLS	Ho (2001) Eriksson (2005) Kwan (2007) Dahmardeh et al. (2011)	IMF OCDE WDI WDI - UNdata	–
ECM	Alessandro (2010)	ISTAT	+
OLS \ GMM*	Giavazzi et al. (2000)	OCDE	+
GLS \ LSDV*	Anoruo (2005)	IMF	+

Notas: *Estimadores de painel curto.

Fonte: Elaboração do autor.

Como discutido na seção 4 e dadas as evidências obtidas na seção 5, as restrições impostas pelo estimador DOLS tendem a não serem válidas para as relações de longo prazo entre o consumo privado e o gasto de governo, já que as informações de curto prazo não são consideradas. Conforme Hendry e Mizon (1978), a omissão das informações de curto prazo tendem potencialmente a resultar num viés de variável omitida e, por essa razão, argumenta-se que os resultados aqui devem ser vistos com cautela.

Anexo C

Figura C.1: Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - I

Figura C.2: Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - II

Figura C.3: Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - III

Figura C.4: Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - IV

Figura C.5: Variáveis de interesse - Países em desenvolvimento - V

Figura C.6: Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - I

Figura C.7: Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - II

Figura C.8: Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - III

Figura C.9: Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - IV

Figura C.10: Variáveis de interesse - Países desenvolvidos - V