

DÉFICITS GÊMEOS NO BRASIL: QUAL A RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?

TÚLLIO ASSIS SOUZA *
CLEOMAR GOMES DA SILVA †

Resumo

Este artigo analisa a causalidade na hipótese dos déficits gêmeos para o caso brasileiro, isto é, se o desempenho das contas públicas impacta as transações correntes, ou vice-versa. A metodologia utilizada envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas para dados trimestrais de 1999 a 2013. Os resultados mostram uma relação de longo prazo das transações correntes e do PIB para o resultado primário do setor público. Em relação ao curto prazo, o mecanismo de correção de erros indica causalidade das transações correntes para o resultado primário. Mas causalidade oposta não pode ser comprovada.

Palavras-chave: Déficit Gêmeos; Transações Correntes; Resultado Primário; Modelos ARDL.

Abstract

This paper aims at analyzing the causality relationships between the twin deficits in Brazil, that is, if either current account movements impact public accounts, or vice-versa. The econometric methodology applied is related to the estimation of Autoregressive Distributed Lag models for the quarterly data ranging from 1999 to 2013. The results show a long-term relationship from current account and GDP to public sector primary surplus. Regarding the short term, the error correction mechanism indicates causality going from the current account to the primary results. On the other hand, the opposite causality could not be found.

Keywords: Twin Deficits; Current Account; Primary Results; ARDL Models.

JEL classification: F32, C32, H62.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea154349>

* Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: tullio-assis@hotmail.com

† Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia & Pesquisador CNPq. E-mail: cleomargomes@ufu.br

1 Introdução

As relações macroeconômicas de determinado país possuem dinâmicas particulares, mas que devem ser coordenadas de forma a otimizar o processo econômico e gerar bem-estar para todos os agentes econômicos. Não é aconselhável que um país incorra em déficits recorrentes em suas contas externas, pois o resultado poderá ser uma crise no balanço de pagamentos, com consequências desastrosas. Déficits recorrentes nas contas públicas também não são aconselháveis, nem tampouco a ocorrência de ambos simultaneamente. Daí surge o debate sobre os déficits gêmeos, que é a proposição de uma forte conexão entre as contas públicas e o desempenho das transações correntes.

Esse debate ganhou maior notoriedade ao final do século passado, quando pesquisadores e analistas tentaram explicar a ocorrência simultânea dos déficits fiscais e em conta corrente na economia dos Estados Unidos. Em linhas gerais, conforme pode ser visto em Feldstein (1992) e Frankel (2006), as explicações para o fenômeno sugeriam que as contas públicas desajustadas eram uma das principais fontes causadoras de desajustes também nas contas externas. Entretanto, a evidência empírica, tal como será discutido em seção posterior, tem mostrado a possibilidade de haver diferentes relações de causalidade entre essas variáveis, ou até de inexistir tal causalidade.

Essa discussão não deixa de ser menos importante para a economia brasileira, que tem mostrado queda continuada nos saldos em transações correntes desde meados dos anos 2000. Por outro lado, aproximadamente nesse mesmo período, o superávit primário do setor público tem apresentado dificuldade em permanecer próximo ao nível de 4% do PIB. Por sua vez, o resultado nominal também retomou trajetória negativa, apresentando déficit superior a 3% do PIB em alguns anos após a intensificação da crise financeira internacional de 2008.

Esses percentuais mostram que, pelo menos de forma aparente e superficial, há forte indicação de ocorrência de déficits gêmeos na economia brasileira. Posto isso, a compreensão dessas relações econômicas e a busca de evidências empíricas do fenômeno dos déficits gêmeos para o caso brasileiro são motivações importantes para esta pesquisa, dado que contribuirão para o debate dentro da literatura e para a formulação de políticas que busquem o ajustamento dessas contas macroeconômicas para um comportamento sustentável de longo prazo.

Desse modo, este estudo investigará a hipótese dos déficits gêmeos brasileiros, em especial a relação de causalidade entre o lado fiscal da economia e o resultado das transações correntes. Porém, não se pretende afirmar que os déficits gêmeos são autoexplicativos, de forma que outras variáveis são consideradas nas estimações econométricas, entre elas, o produto interno bruto, a taxa de câmbio e a taxa de juros. A metodologia utilizada envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). O período de análise está delimitado do terceiro trimestre de 1999 ao último de 2013.

As estimações econométricas indicam que o resultado primário do setor público é influenciado, no longo prazo, pelo desempenho do PIB e das transações correntes. Em relação ao curto prazo, o mecanismo de correção de erros indica significância estatística para as transações correntes, ou seja, há causalidade das transações correntes para o resultado primário. No entanto, quanto se faz a reversão da análise econométrica, a causalidade do resultado primário para as transações correntes não é confirmada.

Além desta introdução, este artigo possui mais cinco seções. Na Seção 2, realiza-se uma revisão dos fundamentos teóricos e empíricos sobre o comportamento dos déficits gêmeos e a Seção 3 traz uma análise da conjuntura econômica e dos déficits gêmeos no Brasil. A Seção 4 descreve a metodologia econométrica, os dados e os modelos a serem analisados, ao passo que a Seção 5 analisa os resultados. Por fim, são apresentadas as considerações finais na última seção.

2 Fundamentos Teóricos e Empíricos

Abel & Bernanke (2001), Saleh (2006), Baharumshah et al. (2009), Chang & Hsu (2009), Holmes (2011) e Ratha (2012) indicam que o déficit fiscal pode afetar negativamente os saldos comerciais, por meio do excesso de absorção doméstica. Os autores argumentam que o déficit público estimula a demanda doméstica que, por sua vez, tende a aumentar a demanda por importações e reduzir a quantidade de bens exportáveis, provocando uma piora no saldo comercial.

Resende (2009) aponta que o déficit público pode apenas deslocar gastos privados (*crowding out*) e/ou estimular a poupança privada (Equivalência Ricardiana¹) sem afetar o saldo em transações correntes. Mas mesmo considerando a ausência desses fatores (*crowding out* e Equivalência Ricardiana) é restrito o número de casos em que o déficit fiscal provoca alteração nos preços relativos². Considerando o regime de taxa de câmbio nominal fixa, o déficit público provoca valorização da taxa de câmbio real, somente quando a economia está em pleno emprego. Quando o regime de taxa de câmbio é fluante, a apreciação cambial ocorre se: i) a economia opera aquém do pleno emprego e, paralelamente, há plena (ou elevada) mobilidade de capitais e o déficit público é financiado por meio de emissão de dívida e, ii) as hipóteses de pleno emprego e plena mobilidade de capitais são satisfeitas conjuntamente Resende (2009).

Nota-se que esses autores tratam da explicação dos déficits gêmeos pelo lado fiscal da economia. Essa relação de causalidade é verificada, seja por insuficiência de poupança nacional – conforme sugere a interpretação pelas contas nacionais – ou excesso de absorção doméstica ou pelo canal de transmissão da taxa de câmbio real.

Entretanto, essa relação de causalidade não é a única apontada pela literatura e isso fica claro quando são analisadas as evidências empíricas sobre o tema. Em linhas gerais, algumas diferentes relações de causalidades entre os déficits gêmeos são encontradas: i) tradicional: na qual o déficit fiscal causa o déficit em transações correntes; ii) relação inversa, ou seja, os desequilíbrios externos provocam o déficit fiscal; iii) causalidade bidirecional, isto é, as duas relações de causalidade anteriores são verdadeiras, iv) relação causal divergente, indicando que melhores resultados nas contas públicas são acompanhados de piores resultados comerciais. Por fim, a inexistência de causalidade entre os déficits gêmeos também é apontada pela análise empírica.

Para essa linha de argumentação, as evidências empíricas indicam que a falta de padronização nas estimações econométricas, tanto em relação ao mé-

¹Sobre Equivalência Ricardiana ver Barro (1989) e Romer (2011).

²Segundo Resende (2009), o excesso de absorção doméstica somente provoca redução nos saldos comerciais quando causa apreciação da taxa de câmbio real.

todo quanto às variáveis utilizadas, contribui para a obtenção de diferentes resultados. Além disso, algumas relações de causalidade são mais plausíveis dependendo do estágio de desenvolvimento da economia, do regime de taxa de câmbio, do nível de emprego, da forma de financiamento dos gastos públicos, da mobilidade de capitais, das decisões de consumo e investimento, dentre outros fatores.

Por exemplo, Anoruo & Ramchander (1998) verificaram a existência de relação de causalidade inversa em cinco economias do sudeste asiático - Índia, Indonésia, Coreia de Sul, Malásia e Filipinas. A justificativa para o resultado encontrado recai sobre uma piora comercial ocasionada por choques externos, com impactos negativos nas contas públicas. Assim, os déficits gêmeos podem ser explicados por um desequilíbrio externo. Além disso, os autores ressaltaram que os resultados comerciais possuem dois efeitos sobre as contas públicas. O primeiro é um efeito direto, visto que um menor volume de comércio externo afeta negativamente a arrecadação fiscal. O segundo é um efeito indireto, dado que um desequilíbrio na balança comercial pode levar a um desaquecimento da atividade econômica, levando governos a aumentarem os gastos públicos, buscando a recuperação econômica.

Baharumshah et al. (2006) testaram a relação entre os déficits gêmeos em quatro países do sudeste asiático. O método utilizado foi o de Vetores de Correção de Erros (VEC) com dados trimestrais de 1976:1 a 2004:4³. Os resultados indicaram causalidade tradicional, inversa e bidirecional. Para a Tailândia, as evidências empíricas sugeriram que os déficits orçamentários provocam déficits em conta corrente, ou seja, uma causalidade tradicional. Em relação à Indonésia, os resultados indicaram que a causalidade é inversa, partindo dos déficits em conta corrente para os déficits orçamentários. Já Malásia e Filipinas apresentaram causalidade em ambas as direções.

Kim & Roubini (2008) estudaram a economia dos EUA durante o período de 1973 a 2004. Utilizando a metodologia de VAR, a evidência encontrada foi de relação de causalidade divergente, ou seja, choques positivos (negativos) nos déficits orçamentários reduzem (aumentam) os déficits em conta corrente. Os autores justificam esses resultados argumentando que em momentos de recessão econômica a produção declina, assim como as receitas fiscais. Ao mesmo tempo, o saldo em conta corrente pode melhorar, como resultado da queda dos investimentos. Por outro lado, um boom tecnológico pode levar ao aumento significativo dos investimentos e, assim, reduzir o saldo em conta corrente. Já o orçamento público pode melhorar, como resultado do crescimento da produção.

Misztal (2012) encontrou evidências de Equivalência Ricardiana nos países bálticos no período de 1999:1 a 2010:2. Segundo o autor, a redução da poupança pública foi compensada pelo aumento da poupança privada. Desse modo, as contas públicas e os saldos externos não apresentaram relação de causalidade.

Sobrino (2013) encontrou evidências de causalidade inversa nos déficits gêmeos da economia peruana durante o período de 1990 a 2012. Por meio de funções impulso-resposta, decomposição de variância e testes de causalidade Granger, o autor mostra que os gastos públicos são mais sensíveis às variações na conta corrente do que as receitas fiscais. Além disso, melhores resultados na conta corrente tendem a reduzir o déficit público. Entretanto, o autor

³Para a Malásia a base de dados abrange o período até 1998:2.

argumenta que tais resultados têm maiores probabilidades de ocorrência em economias pequenas, com dependência tributária das receitas de exportações.

Para o caso brasileiro, Islam (1998) estudou a relação causal entre os déficits fiscais e os déficits comerciais no Brasil entre os anos de 1973 e 1991. Utilizando Testes de Causalidade de Granger, a conclusão foi que há uma relação bidirecional de causalidade entre os déficits gêmeos brasileiros. Assim, a piora das contas públicas brasileiras contribuiu para a queda na balança comercial, assim como os menores saldos externos levaram a piores resultados fiscais.

Fonseca Neto & Teixeira (2004) investigaram as restrições de natureza externa à política econômica no Brasil para o período de 1991 a 2003 e encontraram evidências de causalidade inversa nos déficits gêmeos. De acordo com os autores, os déficits comerciais, para serem financiados, impedem patamares baixos das taxas de juros. Estes, por sua vez, resultam no crescimento do serviço da dívida pública, contribuindo para o aumento do déficit nominal.

Aristovnik & Djuric (2010) fizeram uso de um painel dinâmico para dados de 15 países da União Europeia, para o período 1995-2008, e não encontraram causalidade. Já Holmes (2011) chegou ao resultado de causalidade tradicional para os EUA, utilizando a metodologia VEC, para o período 1947-2009. Para o caso grego, a pesquisa de Kalou & Paleologou (2012) chegou ao resultado de causalidade inversa, para o período 1960-2007, ao passo que Stournaras (2013) encontrou causalidade tradicional para o período 1975-2000. Ratha (2012) utilizou a metodologia ARDL para analisar o caso indiano, entre 1998 e 2009, e encontra um resultado de causalidade tradicional ou até inexistente. Para o caso egípcio, El-Baz (2014) encontra causalidade inversa e divergente para o período 1990-2012. Aloryito et al. (2016) rejeitaram a hipótese dos déficits gêmeos para um painel de 41 países da África, para o período 2000-2012. A Tabela 1 apresenta uma síntese de mais trabalhos empíricos.

3 Déficit Gêmeos na Economia Brasileira: Uma Análise Macroeconômica

Em 1998-1999, a economia brasileira sofreu um ataque especulativo que culminou na substituição da âncora cambial pelo regime de metas de inflação (RMI). Apesar do temor de volta das altas taxas de inflação, o RMI conseguiu alcançar – apesar do não cumprimento dos limites da meta de inflação em alguns anos (Tabela 2) – o objetivo principal de estabilidade monetária.

As alterações no campo macroeconômico não se limitaram ao regime cambial e à política monetária. Em 2000, a política fiscal brasileira passou a ter de forma mais clara as diretrizes de sua condução, com a promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal. De fato, o superávit primário caminhou para níveis próximos a 4% do PIB, pelo menos até meados dos anos 2000 (Tabela 3).

Nos anos de 2001 e 2002, com o fim da bolha especulativa nas bolsas mundiais e as crises na Argentina, no sistema energético brasileiro e de confiança e credibilidade em relação à eleição presidencial no Brasil, o cenário econômico foi alterado. A elevação da taxa Selic para níveis superiores a 20% a.a. não foi suficiente para conter a saída de capitais estrangeiros, a depreciação cambial e a elevação da taxa de inflação. Ao final de 2002, a taxa básica de juros alcançou 25% a.a., a taxa de câmbio nominal 3,5 (US\$/R\$) e a inflação fechou em 12,5%.

Tabela 1: Literatura Empírica – Causalidade entre os Déficits Gêmeos

Autores	Países	Método	Período	Causalidade
Normandin (1999)	Canadá e EUA	VAR	1950-1992	Tradicional
Bartolini & Lahiri (2006)	OCDE (18) 26 países	Efeito Fixo	1972-2003	Tradicional
		Efeito Fixo	1972-1998	Tradicional
Chen (2007)	EUA	Sistema de Equações	1975-2004	Tradicional
Mukhtar et al. (2007)	Paquistão	Causalidade Granger	1975-2005	Bidirecional
Arize & Malindretos (2008)	África (10)	VEC	1973-2005	Bidirecional e Inversa
Neaime (2008)	Líbano	Causalidade Granger	1970-2006	Tradicional
Marinho (2008)	Egito	VEC	1974-2003	Inversa
Baharumshah et al. (2009)	Malásia/Tailândia/ Filipinas Indonésia/Singapura	VEC	1960-2003	Tradicional
				Inexistência
Araújo et al. (2009)	35 países	Causalidade Granger	1991-2000	Inexistência
Rafiq (2010)	EUA/Reino Unido	VAR	1972-2009	Divergente
Magazzino (2012)	Itália	Causalidade Granger	1970-2010	Inversa

Nota: Elaboração Própria.

Tabela 2: Indicadores do Regime de Metas de Inflação (% a.a.) – Brasil: 1999-2014

Ano	Inflação Efetiva	Meta de Inflação	Limites Inferior e Superior
1999	8,94	8,00	6 – 10
2000	5,97	6,00	4 – 8
2001	7,67*	4,00	2 – 6
2002	12,53*	3,50	1,5 – 5,5
2003	9,30*	4,00	1,5 – 6,5
2004	7,60	5,50	3 – 8
2005	5,69	4,50	2 – 7
2006	3,14	4,50	2,5 – 6,5
2007	4,46	4,50	2,5 – 6,5
2008	5,90	4,50	2,5 – 6,5
2009	4,31	4,50	2,5 – 6,5
2010	5,91	4,50	2,5 – 6,5
2011	6,50	4,50	2,5 – 6,5
2012	5,84	4,50	2,5 – 6,5
2013	5,91	4,50	2,5 – 6,5
2014	6,41	4,50	2,5 – 6,5

Fonte: Elaboração própria com dados do BCB e IBGE.

*A taxa de inflação ficou fora do limite superior da meta.

Em 2003, com o início do novo mandato presidencial e a sinalização de continuidade com a política macroeconômica do governo anterior, as saídas de capitais foram perdendo fôlego, a taxa de inflação caminhou para os níveis de tolerância e a taxa Selic iniciou trajetória moderada de queda Gomes & Aidar (2005).

Tabela 3: Indicadores Seleccionados das Contas Públicas (% PIB) – Brasil: 1999-2014*

Ano	DLSP	Superávit Primário	Despesa de Juros	Déficit Nominal
1999	44,53	2,30	7,60	5,30
2000	45,54	2,40	5,80	3,40
2001	52,02	2,80	6,30	3,50
2002	60,38	3,20	7,70	4,50
2003	54,83	3,30	8,50	5,20
2004	50,61	3,70	6,60	2,90
2005	48,44	3,80	7,40	3,60
2006	47,27	3,20	6,80	3,60
2007	45,53	3,30	6,20	2,80
2008	38,53	3,40	5,40	2,00
2009	42,07	2,00	5,30	3,30
2010	39,15	2,70	5,20	2,50
2011	36,41	3,10	5,70	2,60
2012	35,29	2,40	4,90	2,50
2013	33,57	1,90	5,20	3,30
2014	36,02	-0,18	5,88	6,06

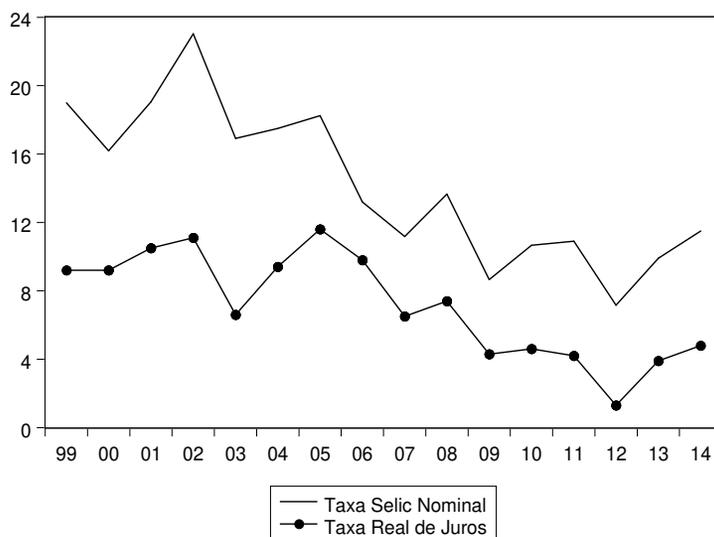
Fonte: Elaboração própria com dados do BCB e STN.

*Acumulado até novembro/2014.

A partir de 2004, a inflação da economia brasileira ficou sistematicamente dentro dos limites de tolerância estabelecidos pelo Comitê de Política Monetária (Copom) – e abaixo do centro da meta nos anos de 2006-2007 e 2009. Pela ineficiência dos mecanismos de transmissão do RMI, para alcançar a meta de inflação, a taxa básica de juros da economia brasileira foi bem superior às observadas em outras economias com estágios de desenvolvimento semelhante à brasileira Modenesi (2010). De 2003 a 2008, em média, a Taxa Selic foi superior a 15% a.a. 1. As altas taxas de juros praticadas refletiram nas contas públicas, pois apesar de um superávit primário em torno de 3% a 4% do PIB, o resultado nominal alcançou um déficit médio de 3,7%, durante os anos de 1999-2008.

O diferencial de taxa de juros interna e externa foi acompanhado de um desempenho econômico mundial médio de 4,2% a.a., entre os anos de 2002-2008 (FMI 2014). Esses fatores, adicionados às oportunidades de investimento direto na economia doméstica (IDEs), contribuíram para um processo de apreciação da moeda interna, ficando na média em 1,73 (US/R), entre 2004-2011 2. Paralelo ao desempenho econômico mundial e à apreciação cambial brasileira, a economia chinesa cresceu 11% a.a., em média de 2002-2008, e tornou-se a principal parceira comercial brasileira no segmento de produtos básicos a partir de 2009 Souza & Veríssimo (2013).

A valorização da moeda doméstica, o desempenho econômico da China, as vantagens comparativas brasileiras no setor de commodities e a pouca efetividade das políticas de aumento da competitividade na produção de bens de maior valor agregado resultaram em um crescimento da participação das commodities, em detrimento dos manufaturados, na pauta exportadora brasileira



Fonte: BCB. *Expectativa, Boletim Focus (2014)

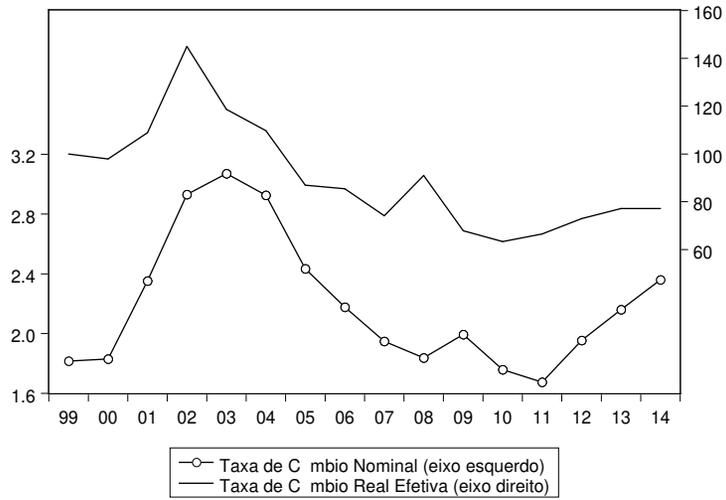
Figura 1: Taxa Básica de Juros Selic e Taxa de Juros Reais (% a.a.) Brasil: 1999-2014*

3. Alcançando uma participação em torno de 70% a partir de 2010 Souza & Veríssimo (2013).

Em função do desempenho econômico mundial e chinês e, principalmente, da valorização de preços das commodities e do aumento do seu quantum exportado, a balança comercial brasileira apresentou um superávit médio de mais de 4% do PIB, entre 2002-2007. Em resposta aos maiores saldos comerciais, as transações correntes apresentaram superávits nos anos de 2003-2007, na ordem de 1,1% do PIB Souza & Veríssimo (2013).

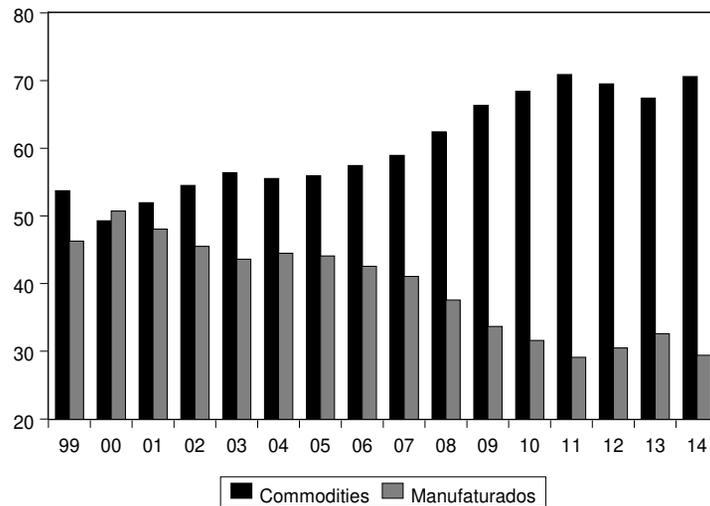
Impulsionado pelo crescimento mundial, pelos saldos comerciais e pela elevação dos salários e do consumo doméstico, a taxa de crescimento do PIB brasileiro foi considerável durante os anos de 2004 a 2008, conforme visto no 5. Com a crise econômica e financeira mundial a partir de 2007, e os seus reflexos na economia brasileira, as taxas de crescimento econômico diminuíram e as políticas monetária e fiscal sofreram alterações. A taxa básica de juros foi reduzida nesse período, fechando o ano de 2008 em 8,75% a.a. e alcançando 7,25% a.a. em 2011. Em relação à política fiscal, foram adotadas medidas para o arrefecimento dos efeitos negativos da crise internacional, tais como: o aumento do crédito público; reduções do IPI (automóveis, linha branca, bens de capital, materiais de construção); do IOF (entrada de capitais no país, financiamento de motocicletas e seus similares e operações de crédito às pessoas físicas) Moreira & Soares (2010).

As baixas taxas de crescimento da economia brasileira nos anos de 2011-2014 levaram à adoção de medidas adicionais, entre elas: desoneração da folha de pagamentos, atingindo mais de 40 setores; desoneração da cesta básica; redução da CIDE sobre gasolina e diesel para zero; redução da alíquota do PIS e COFINS sobre trigo e massas para zero; aumento dos limites das faixas de tributação do SIMPLES e do MEI (MF 2013).



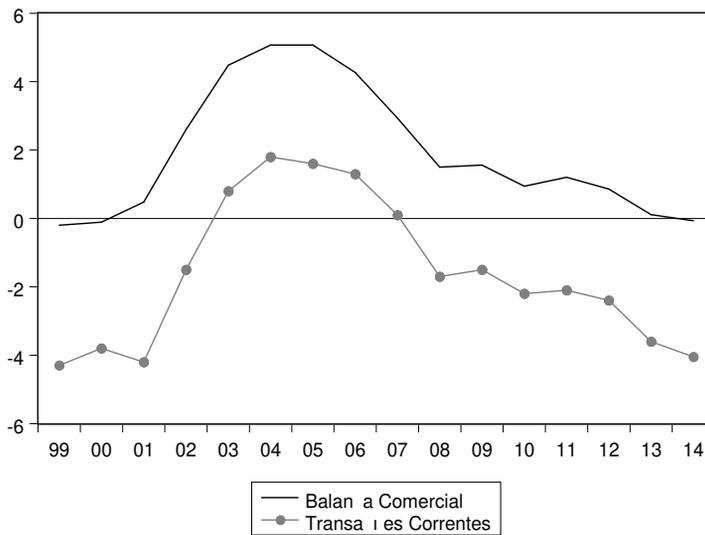
Fonte: BCB e BIS. *Expectativa da taxa de câmbio nominal, Boletim Focus (2014). Taxa de câmbio real até 2013.

Figura 2: Taxa de Câmbio Nominal Venda (Média do Período) e Taxa de Câmbio Real Efetiva – Brasil: 1999-2014*



Fonte: MDIC. *Acumulado até novembro/2014

Figura 3: Participação das Commodities e Manufaturados na Pauta de Exportações Brasileiras (%) – Brasil: 1999-2014*



Fonte: BCB. *Acumulado até novembro/2014

Figura 4: Transações Correntes e Balança Comercial (% PIB) – Brasil: 1999-2014*

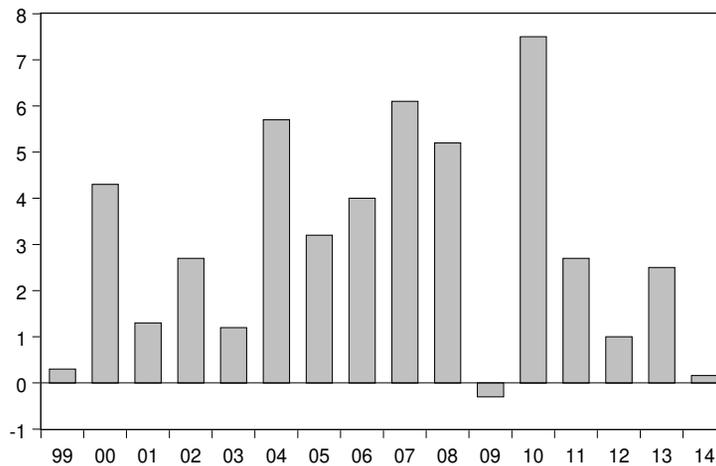
As medidas anticíclicas do governo contribuíram para uma redução do superávit primário para a casa dos 2% do PIB a.a., no período de 2009-2013 (Tabela 3). Em 2014, com as dificuldades do governo em cumprir a meta de superávit primário, a Lei N°. 13.053/2014 alterou a regra anterior do cálculo do resultado primário – fixada pela Lei N°. 12.919/2013 –, permitindo o abatimento dos investimentos no Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) e das desonerações tributárias.

Em relação ao desempenho externo brasileiro, observa-se uma piora dos saldos comerciais desde meados dos anos 2000. Contribuem para isso, as desvantagens nos termos de troca⁴ de uma pauta comercial composta majoritariamente de exportações de commodities. Decerto, em momentos de aquecimento da economia há aumento da demanda por bens de capitais e produtos de maior valor agregado – o que ocorreu até 2008. Por outro lado, com o início da crise mundial e o desaquecimento das economias, os saldos comerciais, dependentes em grande parte da valorização de preços e do aumento do quantum exportado de commodities, sofreram uma maior queda.

4 Metodologia Econométrica, Dados e Modelos

A análise empírica desenvolvida neste trabalho está baseada nos Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), propostos nos trabalhos de Pesaran & Shin (2004), Pesaran et al. (1999) e Pesaran et al. (2001). Essa abordagem é uma extensão dos modelos ADL tradicionais, aplicados em sé-

⁴Termos de troca referem-se à relação entre o preço dos bens e serviços exportados e o preço dos bens e serviços importados.



Fonte: IBGE. *Expectativa, Boletim Focus (2014)

Figura 5: Taxa de Crescimento do PIB (% a.a.) – Brasil: 1999-2014*

ries temporais estacionárias, para o estudo de relações em nível com variáveis integradas de ordem 1, $I(1)$.

A escolha dessa metodologia justifica-se por algumas vantagens em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias – Johansen (1991), Phillips & Hansen (1990), Engle & Granger (1987) – e aos modelos de vetores autorregressivos (VAR). Primeiro, a técnica de cointegração proposta por Pesaran et al. (2001) pode ser aplicada em um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração, possibilitando o tratamento de dados puramente $I(0)$, puramente $I(1)$, ou com as duas ordens de integração. Segundo, o teste de cointegração em modelos ARDL tende a ser mais eficiente para captar as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados (Pesaran & Shin 2004). Por fim, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL, por intermédio de um critério de seleção previamente escolhido.

A abordagem ARDL consiste na verificação da existência de vetores de longo prazo. Confirmada essa relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Para tanto, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), podendo ser especificado como se segue:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

em que: Δ indica primeira diferença; x_0 e x_1 são termos de constante e tendência; δ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de longo prazo; ϕ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de curto prazo; ϵ_t é o termo de erro.

O teste de cointegração desenvolvido por Pesaran et al. (2001) é um teste Wald (teste-F) para a verificação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Entretanto, sob a hipótese nula de não existência de cointegração,

os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores. Para isso, Pesaran et al. (2001) fornecem uma banda de valores críticos, em que o nível inferior é calculado com a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são estacionárias e a banda superior com a hipótese de que todas as variáveis são I(1). Cabe ressaltar que hipóteses adicionais são consideradas, como a utilização (ou não) de intercepto e tendência.

Definida a banda de valores críticos, a estatística-F do teste Wald é comparada com ela. A hipótese nula é de não existência de vetores de cointegração, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$, e a hipótese alternativa é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo, $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Dessa forma, se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, a hipótese nula não é rejeitada. Se a estatística-F for maior que a banda superior de valores críticos, a hipótese nula é rejeitada. Por fim, se a estatística-F ficar dentro do intervalo de valores críticos, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis.

As variáveis utilizadas na estimação dos modelos ARDL possuem periodicidade trimestral e estão definidas como se segue:

- rp = resultado primário do setor público, fluxo acumulado em 12 meses (% PIB), disponível nas estatísticas do BCB;
- tc = saldo em transações correntes, fluxo acumulado em 12 meses (% PIB), disponível nas estatísticas do BCB;
- pib = log do índice do produto interno bruto com ajuste sazonal, disponível no IBGE;
- eer = log do índice da taxa de câmbio real efetiva, disponível no BIS;
- r = taxa de juros real anualizada, disponível nas estatísticas do BCB e no IBGE;
- inf = log do índice de preço ao consumidor amplo (IPCA), disponível no IBGE;
- D = *dummy* para a crise mundial (2009:1 a 2010:2 = 1).

A utilização da série do resultado primário, em vez do resultado nominal, justifica-se por esta última ser muito influenciada na economia brasileira pelo comportamento da taxa de juros. Em relação à *dummy* para a crise econômica e financeira mundial, o período foi definido a partir da observação do comportamento das variáveis utilizadas nas estimações econométricas e dos resultados dos testes de estabilidade dos coeficientes: soma cumulativa recursiva dos resíduos e soma cumulativa recursiva dos resíduos ao quadrado.

O período de análise está delimitado entre o terceiro trimestre de 1999 ao último de 2013. A delimitação decorre das alterações no campo macroeconômico no ano de 1999, entre elas, a mudança para o regime de câmbio flutuante em janeiro e a adoção de regime de metas para a inflação a partir de julho desse mesmo ano. Para o período pós 2013, os dados sofrem influência do cenário político e econômico do país e apresentam significativas variações. Ênfase para a forte deterioração fiscal, principalmente no segundo semestre

de 2014, com fortes impactos nas principais variáveis macroeconômicas. Assim, com o objetivo de reduzir a influência desses choques no comportamento das variáveis, optou-se por essa delimitação temporal.

Para a análise da relação de causalidade entre os déficits gêmeos são estimados dois modelos ARDL. O Modelo 1 indica qual a influência do saldo em transações correntes sobre o comportamento do resultado primário do setor público, utilizando como variáveis de controle o PIB e uma *dummy* para a crise econômica e financeira mundial. O Modelo 2 testa a relação inversa, isto é, o impacto do resultado primário sobre o desempenho das transações correntes. Além das duas variáveis de controle do modelo anterior, são acrescentadas as taxas de câmbio e de juros. As equações são descritas a seguir⁵

Modelo 1:

$$rp_t = x_0 + x_1 \tau + D_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 rp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 tc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 pib_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Modelo 2:

$$tc_t = x_0 + x_1 \tau + D_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 tc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 rp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 pib_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_4 eer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_5 r_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

em que: x_0 e x_1 são termos de constante e tendência; β_i , $i = 1, 2, 3 \dots n$, são parâmetros do modelo; v_t e ϵ_t são termos de erro.

5 Resultados

Conforme já ressaltado, se as estatísticas do teste de cointegração ficarem entre os valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001) é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis para a rejeição da hipótese nula. Desse modo, foram realizados quatro testes de raiz unitária: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller Modificado pela estimação por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS)⁶. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Com exceção do KPSS, todos os testes de raiz unitária indicam que as séries temporais utilizadas na estimação dos modelos ARDL são integradas de ordem 1, ao nível de 1% de significância estatística.

Após a realização dos testes de raiz unitária, o passo seguinte é a definição das defasagens do modelo ARDL. Utilizando o critério de seleção de Schwarz, o Modelo 1 é definido como ARDL (1,0,1) e o Modelo 2 como ARDL(2,0,0,1,0).

Daí, parte-se para a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis. A Tabela 5 apresenta os resultados do teste Wald. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 5% de significância estatística nos dois testes realizados.

⁵As variáveis utilizadas nas estimações econométricas estão em linha com os trabalhos empíricos de Sobrino (2013); Kalou & Paleologou (2012); Kim & Roubini (2008); Marinheiro (2008); Chen (2007) e Baharumshah et al. (2006).

⁶Ver Dickey & Fuller (1979), Phillips & Perron (1988), Kwiatkowski et al. (1992) e Elliot et al. (1996).

Tabela 4: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Variáveis	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
RP	-1,87	-2,26	0,21	-1,92
TC	-1,51	-1,15	0,21	-1,42
PIB	-2,99	-2,29	0,11	-2,93
EER	-2,68	-0,71	0,12	-1,94
R	-2,71	-2,76	0,15**	-2,79

ADF, PP e DF-GLS: H_0 = série com raiz unitária.

KPSS: H_0 = série estacionária.

* e ** denotam rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Isso porque as estatísticas F de 15,66 e 5,12 – para as variáveis dos Modelos 1 e 2, respectivamente – são maiores que a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001) de 4,85 e 5,85.

Tabela 5: Testes de Cointegração

Modelo 1: ARDL (1,0,1)		Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)	
Variável Dependente: Resultado Primário		Variável Dependente: Transações Correntes	
Estatística-F	Valores Críticos	Estatística-F	Valores Críticos
15,66**	4,87 – 5,85	5,12**	3,79 – 4,85

Valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001).

**Denota rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância estatística.

Procedendo com a análise empírica, após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis dos Modelos 1 e 2, são estimados os coeficientes dessa relação de longo prazo. A Tabela 6 mostra que, no Modelo 1, os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes para as transações correntes e para o PIB. Esses resultados indicam que, no longo prazo, uma redução dos saldos em transações correntes de 1% provoca uma queda no superávit primário de 0,25%. Em relação ao PIB, seu impacto é de 16,6%.

Tabela 6: Coeficientes de Longo Prazo

Modelo 1: ARDL (1,0,1)			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)		
Variável Dependente: Resultado Primário			Variável Dependente: Transações Correntes		
Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]
TC	0,25	8,03 [0,00]	RP	0,52	0,65 [0,52]
PIB	16,59	4,69 [0,00]	PIB	25,42	3,00 [0,00]
D	- 1,07	-5,08 [0,00]	EER	14,83	2,95 [0,01]
C	-72,43	-4,48 [0,00]	R	67,16	2,16 [0,04]
T	- 0,15	-4,81 [0,00]	C	-197,19	-3,33 [0,00]

Para o Modelo 2, nota-se que o coeficiente do resultado primário não é significativo para a explicação do saldo em transações corrente. Por outro

lado, as variáveis de controle, PIB, taxa de câmbio e taxa de juros possuem significância estatística ao nível de 1% e 5%.

As estimações dos coeficientes de longo prazo dos dois modelos ARDL indicam que os déficits gêmeos da economia brasileira são explicados pelo comportamento das transações correntes e das variáveis de controle: PIB, taxa de câmbio e taxa de juros. No longo prazo, a variável fiscal não apresenta significância estatística. Portanto, não se verifica a causalidade tradicionalmente apontada entre os déficits fiscais e os déficits em transações correntes, na qual, aqueles causam estes. Por outro lado, é possível afirmar que a piora no desempenho comercial da economia brasileira ao longo da última década tem contribuído negativamente para os resultados fiscais.

Seguindo com a análise empírica, são estimados os dois modelos na forma de vetores de correção de erros para a obtenção dos coeficientes de ajustamento. A Tabela 7 apresenta os resultados dessas estimações. No modelo ARDL-ECM 1 apenas a variação das transações correntes apresentou significância estatística, isto é, desvios da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos, em parte, pela variação do saldo em transações correntes. Ademais, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,58, estatisticamente significativo, sugere que 58% do desvio da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos pelos seus ajustamentos (coeficientes) de curto prazo no trimestre seguinte.

Para o modelo ARDL-ECM 2, os coeficientes de ajustamento com significância estatística são as variações das transações correntes com uma defasagem, do PIB e da taxa de juros. O ECM indica que 8% do desvio da trajetória de longo prazo das transações correntes são corrigidos por esses ajustamentos de curto prazo.

A estimação dos vetores de correção de erros aponta para a mesma relação de causalidade verificada no longo prazo. Isto é, as transações correntes são estatisticamente significativas para a determinação do resultado fiscal, o que é um típico caso de causalidade inversa, indo dos desequilíbrios externos para o déficit fiscal. Por outro lado, o resultado fiscal não apresenta significância estatística para a explicação do desempenho externo.

De fato, a evidência empírica de causalidade inversa já foi amplamente detectada na literatura, como os trabalhos de Anoruo & Ramchander (1998), para os casos da Índia, Filipinas, Malásia, Coreia do Sul e Indonésia, Fonseca Neto & Teixeira (2004), para o caso brasileiro, Marinheiro (2008) e El-Baz (2014), para o Egito, Kalou & Paleologou (2012), para a Grécia, Sobrino (2013), para o caso peruano.

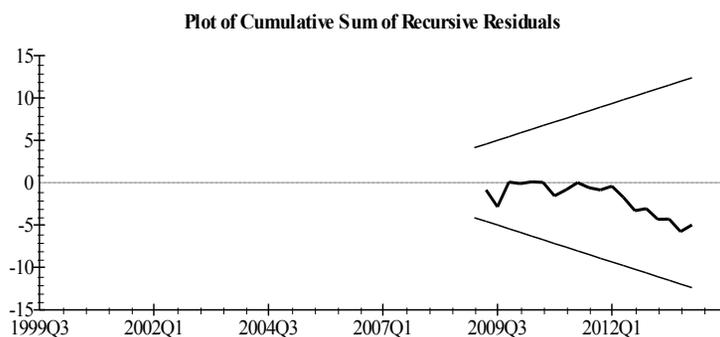
Avaliando os resultados empíricos encontrados e os dados da economia brasileira, é possível notar que, nos períodos em que os saldos externos apresentaram uma trajetória favorável, as contas públicas caminharam na mesma direção. Da mesma forma, os menores saldos comerciais foram acompanhados de piores resultados fiscais. A especialização produtiva e exportadora, ocorrida ao longo dos anos 2000, aumentou a sensibilidade das variáveis macroeconômicas aos choques do comércio internacional. Períodos de aquecimento dos preços internacionais das commodities foram acompanhados de melhores resultados na balança comercial, nas taxas de crescimento econômico e nos resultados fiscais. Por outro lado, a desvalorização dos preços desses bens resultou em menores saldos comerciais, contribuindo para a piora dos indicadores da atividade econômica e das contas públicas.

Tabela 7: Coeficientes de Curto Prazo

Modelo 1: ARDL (1,0,1) Variável Dependente: Resultado Primário			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0) Variável Dependente: Transações Correntes		
Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]
dTC	0,14	5,00 [0,00]	dTC1	0,56	5,24 [0,00]
dPIB	1,74	0,50 [0,62]	dRP	0,04	0,60 [0,55]
dD	- 0,62	-4,92 [0,00]	dPIB	1,92	2,93 [0,01]
dC	-41,84	-4,62 [0,00]	dEER	- 0,12	-0,29 [0,78]
dT	- 0,09	-4,93 [0,00]	dR	5,08	2,12 [0,04]
ECM(-1)	- 0,58	-6,37 [0,00]	dC	-14,91	-3,46 [0,00]
			ECM(-1)	- 0,08	3,58 [0,00]

5.1 Testes de Diagnóstico e de Estabilidade dos Coeficientes da Regressão

Para testar a estabilidade dos coeficientes das regressões estimadas foram realizados os testes propostos por Brown et al. (1975) de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). As 6 a 9 mostram que os valores críticos de CUSUM e CUSUMQ estão dentro da banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística. Assim, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não é rejeitada para nenhum dos testes realizados. Isso indica estabilidade dos parâmetros dos modelos estimados.

**Figura 6:** CUSUM – Modelo 1

A Tabela 8 apresenta os resultados dos testes de diagnóstico para os dois modelos estimados. Verifica-se que, ao nível de 5% de significância estatística, os resíduos da Regressão 1 possuem ausência de correlação serial, têm distribuição normal e são homoscedásticos.

Para o Modelo 2, a hipótese nula de ausência de correlação serial é rejeitada ao nível 5% de significância estatística. Assim, os coeficientes dessa regressão perdem a propriedade de eficiência, ou seja, de variância mínima. Desse modo, os resultados obtidos pela Equação (2), apesar de não viesados,

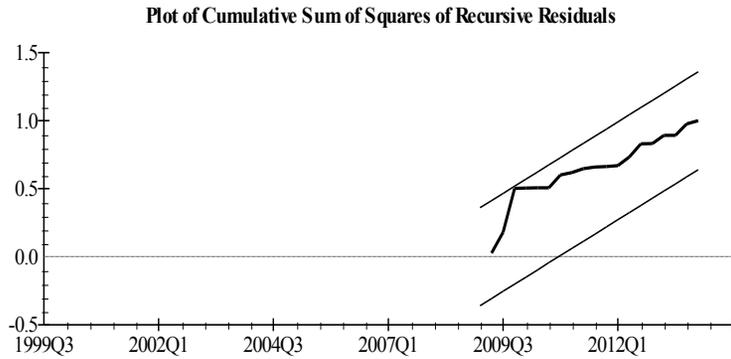


Figura 7: CUSUMQ – Modelo 1

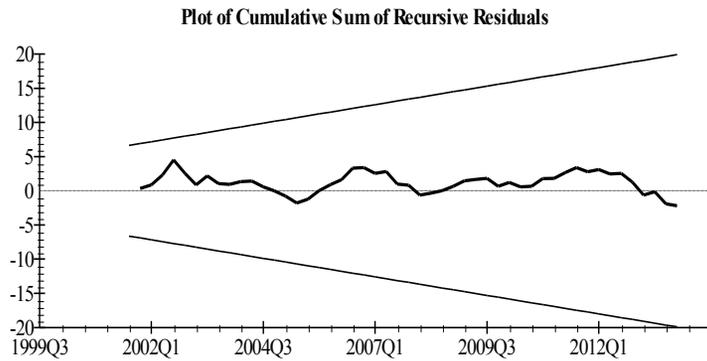


Figura 8: CUSUM – Modelo 2

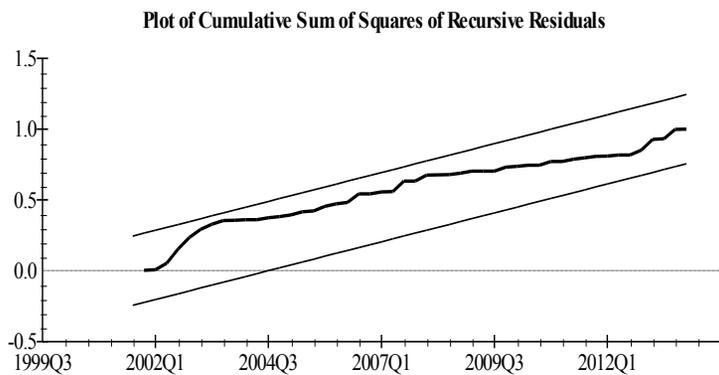


Figura 9: CUSUMQ – Modelo 2

Tabela 8: Testes de Diagnóstico

Modelo 1: ARDL (1,0,1)		Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)	
Variável Dependente:		Variável Dependente:	
Resultado Primário		Transações Correntes	
Testes	Prob.	Testes	Prob.
Correlação Serial ¹	0,16	Correlação Serial	0,01**
Normalidade ²	0,51	Normalidade	0,90
Heteroscedasticidade ³	0,05	Heteroscedasticidade	0,40

¹ Teste LM Breusch-Godfrey – H_0 : ausência de correlação serial.

² Teste White – H_0 : os resíduos são homoscedásticos.

³ Teste Jarque-Bera – H_0 : os resíduos possuem distribuição normal.

** denota rejeição da hipótese nula a 5% de nível de significância estatística.

possuem correlação serial.

6 Considerações Finais

A fim de analisar a relação de causalidade dos déficits gêmeos no Brasil, este artigo estimou um primeiro modelo, cujo intuito foi captar o impacto do setor externo na política fiscal. Nesse caso, foi verificado que no longo prazo as transações correntes e o PIB possuem efeitos estatisticamente significantes sobre o resultado primário do setor público. Em relação aos ajustamentos de curto prazo do resultado primário, a variação das transações correntes também apresentou coeficiente com significância estatística.

No segundo modelo, verificou-se a influência do resultado fiscal sobre os saldos externos, mas não foi possível constatar uma relação de causalidade. Portanto, o comportamento do resultado primário não mostrou efeito com significância estatística para a explicação do desempenho externo da economia brasileira.

Todavia, apenas com a estimação do primeiro modelo verificou-se que a relação causal unidirecional das contas públicas para as contas externas deveria ser rejeitada para o caso brasileiro. Ou seja, a explicação tradicional dos déficits gêmeos não foi validada, visto que a piora do desempenho externo da economia brasileira, juntamente com as menores taxas de crescimento econômico, contribuíram para a redução do superávit primário e, conseqüentemente, aumento do déficit nominal.

Tais resultados corroboram os já encontrados na literatura. Estudos precedentes para o Brasil, revisados neste trabalho, apontaram para a influência do desempenho da balança comercial sobre os resultados das contas públicas. Outras importantes economias apresentaram resultados semelhantes como África do Sul, Índia e Coreia do Sul. Essas evidências empíricas são justificadas pela influência do setor exportador na atividade econômica. Assim, uma especialização produtiva tenderá a aumentar a resposta das contas públicas às variações do comércio internacional.

Por fim, conclui-se que apenas políticas de austeridade fiscal não são suficientes para o controle dos déficits gêmeos nacionais. Para um comportamento sustentável das variáveis macroeconômicas abordadas são necessárias políticas que garantam a sustentabilidade dos saldos comerciais, isto é, medidas

que contribuam para o aumento da competitividade dos produtos domésticos, sobretudo daqueles com maior valor agregado.

7 Agradecimentos

Cleomar Gomes da Silva agradece o apoio financeiro do CNPq e da FAPEMIG. Túllio Assis Souza agradece o apoio financeiro da CAPES.

Referências Bibliográficas

- Abel, A. B. & Bernanke, B. S. (2001), *Macroeconomics*, 4 ed. edn, Boston, Addison Wesley Longman.
- Aloryito, G. K., Senadza, B. & Nketiah-Amponsah, E. (2016), 'Testing the twin deficits hypothesis: effect of fiscal balance on current account balance - a panel analysis of sub-saharan Africa', *Modern Economy* 7, 945–954.
- Anoruo, E. & Ramchander, S. (1998), 'Current account and fiscal deficits: evidence from five developing economies of Asia', *Journal of Asian Economics* 9(3), 487–501.
- Araújo, T. F., Oliveira, A. C., Resende, M. F. C. & Moro, S. (2009), 'Déficits gêmeos e taxa de câmbio real', *Revista de Economia Contemporânea* 13(1), 5–30.
- Aristovnik, A. & Djuric, S. (2010), 'Twin deficits and the feldstein-horioka puzzle: a comparison of the EU member states and candidate countries', *Munich Personal RePEc Archive* (24149) .
- Arize, A. C. & Malindretos, J. (2008), 'Dynamics linkages and granger causality test between trade and budget deficits: evidence from Africa', *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research* 2(2), 1–19.
- Baharumshah, A. Z., Ismail, H. & Lau, E. (2009), 'Twin deficits hypothesis and capital mobility: the ASEAN-5 perspective', *Jurnal Pengurusan* 29, 15–32.
- Baharumshah, A. Z., Lau, E. & Khalid, A. M. (2006), 'Testing twin deficits hypothesis using vars and variance decomposition', *Journal of the Asia Pacific Economy* 11(3), 331–354.
- Barro, R. J. (1989), 'The ricardian approach to budget deficits', *The Journal of Economic Perspectives* 3(2), 37–54.
- Bartolini, L. & Lahiri, A. (2006), 'Twin deficits: twenty years later', *Current Issues in Economics and Finance* 2(7).
- Boletim Focus, B. F. (2014), 'Banco central do brasil', Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/readout.asp>>.
- Brown, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. J. (1975), 'Techniques for testing the constancy of regression relationships over time', *Journal of the Royal Statistical Society* 37(2), 149–192.

Chang, J.-C. & Hsu, Z. (2009), 'Causality relationships between the twin deficits in the regional economy', Department of Economics, National Chin Nan University.

Chen, D. Y. (2007), 'Effects of monetary policy on the twin deficits', *The Quarterly Review of Economics and Finance* 47(2), 279–292.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association* 74(366), 427–431.

El-Baz, O. (2014), 'Empirical investigation of the twin deficits hypothesis: the Egyptian case (1990-2012)', *Munich Personal RePEc Archive* (53428).

Elliot, G., Rothemberg, T. & Stock, J. H. (1996), 'Efficient tests for an autoregressive unit root', *Econometrica, Munich Personal RePEc Archive* 64(4), 813–836.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation and testing', *Econometrica* 55, 251–276.

Feldstein, M. (1992), 'The budget and trade deficits aren't really twins', *NBER Working Paper* (3966).

FMI, F. M. I. (2014), 'Estatísticas financeiras internacionais', Disponível em: <<http://www.imf.org/external/fin.htm>>.

Fonseca Neto, F. A. & Teixeira, J. R. (2004), 'Crescimento com restrição de balanço de pagamentos e déficits gêmeos no Brasil a partir dos anos noventa', XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa, Paraíba.

Frankel, J. (2006), *Twin deficits and twin decades in The Macroeconomics of Fiscal Policy*, Cambridge, MIT Press.

Gomes, C. & Aidar, O. (2005), 'Política monetária no brasil: os desafios do regime de metas de inflação', *Revista Economia Ensaios* 20(1), 45–63.

Holmes, M. J. (2011), 'Threshold cointegration and the short-run dynamics of twin deficit behaviour', *Research in Economics* 65, 271–277.

Islam, M. F. (1998), 'Brazil's twin deficits: an empirical examination', *Atlantic Economic Journal* 26(2), 121–128.

Johansen, S. (1991), 'Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models', *Econometrica* 59, 1551–1580.

Kalou, S. & Paleologou, S.-M. (2012), 'The twin deficits hypothesis: revisiting an EMU country', *Journal of Policy Modeling* 34, 230–241.

Kim, S. & Roubini, N. (2008), 'Twin deficit or twin divergence? fiscal policy, current account, and real exchange rate in the US', *Journal of International Economics* 74(2), 362–383.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series are non-stationary?', *Journal of Econometrics* 54, 159–178.

- Magazzino, C. (2012), 'The twin deficits phenomenon: evidence from Italy', *Journal of Economic Cooperation and Development* **33**(3), 65–80.
- Marinho, C. F. (2008), 'Ricardian equivalence, twin deficits, and the Feldstein–Horioka puzzle in Egypt', *Journal of Policy Modelling* **30**, 1041–1056.
- MF, M. d. F. (2013), 'Economia brasileira em perspectiva', Disponível em: <<http://www.Tesouro.Fazenda.gov.br/relatorio-mensal-da-divida>>.
- Misztal, P. (2012), 'The link between government budget and current account in the Baltic countries', *MPRA Paper* (40784).
- Modenesi, A. M. (2010), 'Política monetária no Brasil pós plano real (1995–2008): um breve retrospecto', *Economia & Tecnologia* **21**.
- Moreira, T. B. S. & Soares, F. A. R. (2010), 'A crise financeira internacional e as políticas anticíclicas no Brasil', Disponível em: <http://www3.Tesouro.Fazenda.gov.br/Premio_TN/XVPremio/politica/1pfceXVPTN/Tema_3_1.pdf>.
- Mukhtar, T., Zakaria, M. & Ahmed, M. (2007), 'An empirical investigation for the twin deficits hypothesis in Pakistan', *Journal of Economic Cooperation* **28**(4), 63–80.
- Neaime, S. (2008), 'Twin deficits in Lebanon: a time series analysis', *Lecture and Working Paper Series* (2).
- Normandin, M. (1999), 'Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis', *Journal of International Economics* **49**(1), 171–193.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2004), 'An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis', *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics* **16**(3), 289–326.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. J. (1999), 'Bounds testing approaches to the analysis of long-run relationships', *Journal of the American Statistical Association* **94**, 621–634.
- Phillips, P. C. B. & Hansen, B. E. (1990), 'Statistical inference in instrumental variables regression with $I(1)$ processes', *The Review of Economic Studies* **57**(1), 99–125.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika* **75**(2), 335–346.
- Rafiq, S. (2010), 'Fiscal stance, the current account and the real exchange rate: some empirical estimates from a time-varying framework', *Structural Change and Economic Dynamics* **21**, 276–290.
- Ratha, A. (2012), 'Twin deficits or distant cousins? evidence from India', *South Asia Economic Journal* **13**(1), 51–68.

Resende, M. F. C. (2009), 'Déficits gêmeos e poupança nacional: abordagem teórica', *Revista de Economia Política* **29**(1), 24–4.

Romer, D. (2011), *Advanced macroeconomics*, 4 ed. edn, New York, McGraw-Hill.

Saleh, A. S. (2006), 'Long-run linkage between budget deficit and trade deficit in Lebanon: results from the UECM and bounds tests', *Journal of Economics and Management* **14**(1), 29–48.

Sobrino, C. R. (2013), 'The twin deficits hypothesis and reverse causality: a short-run analysis of Peru', *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* **18**(34), 9–15.

Souza, T. A. & Veríssimo, M. P. (2013), 'O papel das commodities para o desempenho exportador brasileiro', *Indicadores Econômicos FEE* **40**(2), 79–94.

Stournaras, C. F. (2013), 'Twin deficits in Greece: theory and evidence from the last drachma', Disponível em: < <http://ssrn.com/abstract=2205047>>.