

Déficits Triplos na Economia Brasileira: Uma Análise via Modelos ARDL com Abordagem de Cointegração

Kelly Cardoso Faro¹

Cleomar Gomes da Silva²

Resumo

O objetivo do presente estudo é verificar a ocorrência de déficits triplos na economia brasileira, isto é, se há uma relação entre resultado fiscal e resultado em conta corrente (déficits gêmeos), além da poupança privada. A metodologia utilizada na pesquisa envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), com dados trimestrais, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2003 e o quarto trimestre de 2016. Além das 3 variáveis citadas, parte da análise, como variáveis de controle, o PIB, a taxa de juros Selic e a taxa de câmbio. Os resultados empíricos sugerem que existe uma relação de longo prazo entre o resultado primário, resultado em conta corrente e poupança privada nacional. Em relação à dinâmica de curto prazo, média do Mecanismo de Correção de Erros é de 60%. Significa que, embora haja uma relação de longo prazo, é possível que haja desvios de curto prazo, e que a correção em direção ao longo prazo é rápida, numa média de 60% no primeiro trimestre. Em suma, há claros sinais de confirmação da Hipótese dos Déficits Triplos para a economia brasileira.

Palavras-Chave: Déficits Triplos; Poupança Privada; Resultado Primário; Transações Correntes; ARDL

Classificação JEL: E21; E22; E62; F30; F41

Abstract

The objective of the present study is to verify the occurrence of triple deficits in the Brazilian economy, that is, if there is a relation between fiscal result and current account result (twin deficits), in addition to private savings. The methodology used in the research involves the estimation of Distributed Latch Autoregressive Models (ARDL), with quarterly data, for the period between the first quarter of 2003 and the fourth quarter of 2016. In addition to the 3 variables cited, part of the analysis, as Control variables, GDP, the Selic interest rate and the exchange rate. The empirical results suggest that there is a long-term relationship between the primary outcome, current account result and national private savings. In relation to the short-term dynamics, the mean of the Error Correction Mechanism is 60%. It means that although there is a long-term relationship, it is possible that there are short-term deviations, and that the long-term correction is fast, at an average of 60% in the first quarter. In short, there are clear signs of confirmation of the Triple Deficit Hypothesis for the Brazilian economy.

Keywords: Triple Deficits; Private Savings; Primary Outcome; Current Transactions; ARDL

JEL Classification: E21; E22; E62; F30; F41

X ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA
Brasília - 2017

Área 1: Macroeconomia, Política Econômica e Financiamento do Desenvolvimento

¹ Professora da Universidade Federal de Mato Grosso, Campus Rondonópolis (CE/UFMT-CUR). Doutoranda em Ciências Econômicas do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia (PPGE/IE/UFU). E-mail: kcfaro@yahoo.com.br.

² Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU) & Pesquisador CNPQ. E-mail: cleomargomes@ufu.br. O autor agradece o apoio financeiro do CNPQ e FAPEMIG.

1. Introdução

A discussão fiscal e o elevado montante de gasto público em número considerável de economias ao redor do mundo têm permeado debates e pesquisas acadêmicas, dado o impacto que tal discussão tem na economia de qualquer país e no bem-estar da população em questão. Esta discussão se torna mais intensa quando se soma aos debates sobre níveis de déficits orçamentários o debate acerca do saldo em transações correntes de determinada nação. Agora estamos falando de dois problemas correlacionados que podem até se retroalimentar. Estudos intensivos foram realizados sobre os problemas de déficit de conta corrente e déficits orçamentários, que surgiram nos países desenvolvidos na década de 1980, mas começaram a ganhar força na economia mundial e se espalharam gradualmente para os países emergentes.

A abordagem tradicional keynesiana afirma que existe uma relação positiva entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente de um determinado país e que a direção dessa relação é do orçamentário para a conta corrente. De acordo com essa abordagem, em uma economia com taxa de câmbio flexível haverá uma diminuição na poupança agregada do país no caso dos impostos arrecadados serem menores do que as despesas públicas. Tal situação fará com que a taxa de juros se eleve, isto levará a uma entrada de grandes quantidades de capital estrangeiro elevando, por sua vez, o valor da moeda nacional. Por esta razão, as exportações se tornarão mais caras, e as importações mais baratas. Como resultado, as exportações líquidas reduzirão e o país enfrentará um déficit de conta corrente. Esta visão tradicional é explicada como a Hipótese do Déficit Gêmeo.

O fenômeno dos déficits gêmeos ocorre, então, quando desempenho das transações correntes impacta as contas públicas. Todavia, tem se verificado que estes déficits estão repercutindo na poupança privada, gerando o que a literatura econômica contemporânea tem tratado como Hipótese dos Défis Triplos. Neste caso, se antes estávamos falando de dois problemas correlacionados, déficit fiscal e em conta corrente, agora acrescentamos mais uma dificuldade, que é a questão da poupança privada.

Certamente, esta discussão não é menos importante para o caso brasileiro dado que, recentemente, o país tem se caracterizado por crescentes déficits primários, períodos de déficits em transações correntes e problemas com acumulação de poupança privada. Sem dúvida, a consequência destes problemas rebate na fragilização do crescimento econômico de longo prazo do país. Dado este cenário, o objetivo deste trabalho é verificar a ocorrência de déficits triplos na economia brasileira. A atualidade da temática e possibilidade de inserção empírica relevante na discussão embasam a importância deste estudo. De fato, estudos existentes têm se concentrado principalmente na discussão dos déficits gêmeos, ignorando os efeitos do saldo poupança-investimento privados na formação do balanço da balança corrente e saldo orçamentário. Este estudo visa preencher esta lacuna. Ademais, aprofundar estudos nesta temática para o caso brasileiro é extremamente importante para a escolha de políticas públicas, haja vista que os agentes públicos tomadores de decisão podem adotar medidas mais adequadas e assertivas ao lidar com um triplo déficit que se retroalimenta.

A hipótese será testada empiricamente por intermédio do Modelo Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), para dados trimestrais, a partir do primeiro quarto de 2003 ao último quarto de 2016, afim de verificar a existência de cointegração entre o triplo déficit, isto é, se há causalidade mútua entre o déficit público e de conta corrente (défis gêmeos) com a poupança privada nacional. A metodologia utilizada na pesquisa envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), com dados trimestrais, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2003 e o quarto trimestre de 2016. Os resultados empíricos comprovam a existência de cointegração entre as variáveis fiscais, com média do Mecanismo de Correção de Erros de 60%. Dessa forma, pode-se concluir que há causalidade de choques positivos e negativos entre o resultado primário, a conta corrente e a poupança privada na economia brasileira, com isso, corrobora-se a hipótese do triplo déficit no Brasil entre os anos 2003 e 2016.

A pesquisa é dividida em três seções, sendo que a primeira abarca a revisão de literatura acerca dos pilares da relação de causalidade entre o resultado das relações comerciais externas e o lado fiscal

da economia, ou seja, a apresentação do déficit gêmeos, expandindo o efeito para os impactos na poupança privada nacional, culminando nos déficits triplos. Ademais, nesta seção também é feito um levantamento da literatura empírica nacional e internacional correlata. A segunda seção apresenta os pormenores da metodologia empírica utilizada e a base de dados coletada, enquanto que a seção seguinte corresponde aos resultados do estudo econométrico sobre os triplos déficits brasileiros, estes por sua vez, indicam que há causalidade de choques positivos e negativos entres o resultado primário, a conta corrente e a poupança privada na economia brasileira. Por fim, são apresentados os comentários conclusivos.

2. Revisão de Literatura

2.1 A origem dos Déficit Triplos: os Déficit Gêmeos

A ocorrência simultânea de déficits fiscais e em transações correntes é, em linhas gerais, o que a literatura econômica convencionou chamar de déficits gêmeos. O estudo deste fenômeno data dos anos de 1980, quando os déficits gêmeos passaram a ser observados na economia dos EUA. A importância deste país para o desempenho econômico mundial, além de sua disponibilidade de informações estatísticas, estimulou a realização de vários estudos para a explicação deste fenômeno (Souza e Silva, 2016).

Os déficits orçamentários persistentes aumentaram o interesse dos economistas pelas teorias e evidências sobre a política fiscal. Os estudos econômicos a este respeito têm duas vertentes de concepção, a saber: a tradicional keynesiana e a abordagem da equivalência ricardiana.

De acordo com Akbas e Lebe (2016), a abordagem tradicional (keynesiana) afirma que existe uma relação positiva entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente de um determinado país. Segundo os autores, em uma economia com taxa de câmbio flexível haverá uma diminuição na poupança agregada do país no caso dos impostos arrecadados serem menores do que as despesas públicas. Tal situação fará com que a taxa de juros se eleve, isto levará a uma entrada de grandes quantidades de capital estrangeiro elevando, por sua vez, o valor da moeda nacional. Por esta razão, as exportações se tornarão mais caras, e as importações mais baratas. Como resultado, as exportações líquidas reduzirão e o país enfrentará um déficit de conta corrente. Esta visão tradicional é explicada como a "hipótese do déficit gêmeo".

A segunda abordagem é a hipótese de equivalência ricardiana. Barro (1988) é o precursor no desenvolvimento desta abordagem e a contrasta com o modelo padrão. A discussão levantada considera as principais objeções teóricas à concepção tradicional, relativas aos mercados de capital imperfeitos, incerteza sobre impostos e rendas futuras e os efeitos distorcidos da tributação. O estudo de R. Barro também considera evidências empíricas sobre taxas de juros, consumo e poupança e déficits em conta corrente para concluir que a equivalência ricardiana é uma aproximação de primeira ordem, e esta abordagem fora apresentada à época como modelo de bancada para avaliar a política fiscal. A principal argumentação desta abordagem é afirmar que não há interação entre o déficit da conta corrente e o déficit orçamentário de um determinado país.

Para explicar a equivalência ricardiana, Akbas e Lebe (2016) explicam que embora as despesas públicas sejam constantes, o financiamento de déficits orçamentários que podem resultar em uma redução nos impostos através de empréstimos não terá qualquer efeito sobre as despesas do setor privado. Neste caso, apenas o momento da cobrança de impostos foi transferido do período atual para períodos futuros (Vamvoukas, 1999). Uma vez que os indivíduos sabem que uma diminuição nas receitas fiscais do estado será compensada por empréstimos futuros ou aumentos de impostos, eles sabem que o passivo circulante será reembolsado através de aumentos de impostos futuros (mesmo que o estado prefira empréstimos). Portanto, os déficits orçamentários, que ocorrem por causa de empréstimos públicos ou reduções de impostos, não terão um efeito crescente sobre o comportamento do consumo privado (assumindo que as despesas públicas não mudam). Com isso, considerando que a poupança doméstica total é composta pela soma da poupança do setor privado e do setor público, a

diminuição dos impostos pelo Estado também diminuirá a poupança do setor público, mas elevará a poupança do setor privado (Barro, 1988).

Paralelamente à diminuição da poupança do setor público, o aumento da poupança de indivíduos será igual ao déficit orçamentário financiado pelo estado. Como resultado do aumento da poupança privada, não haverá necessidade de ingresso de capital estrangeiro no país e não haverá déficit de contas correntes (Khalid e Guan, 1999). Por esta razão, a tese da equivalência ricardiana, que foi declarada pelo D. Ricardo e desenvolvido por R. Barro, afirma que não há relação entre o déficit orçamentário e o déficit de conta corrente de um determinado país.

Assim, o quadro teórico presente na literatura econômica a respeito da interrelação entre o déficit orçamentário e o público, se pauta nessas duas hipóteses: a tradicional keynesiana, também chama de hipótese dos déficits gêmeos e da equivalência ricardiana.

Como o modelo tradicional defende que há uma relação positiva entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente de um determinado país, e a equivalência ricardiana, de Barro (1988) nega essa relação, as primeiras pesquisas sobre a temática fiscal procuravam justamente verificar qual dessas abordagens se confirma para as economias pesquisadas. Este é o caso do trabalho de Sen et al. (2014) para a Turquia, avaliando qual dessas abordagens pode ser validada. A pesquisa de Sen et al. (2014), para o período de 1980 a 2010, confirma a hipótese dos déficits gêmeos e invalida a equivalência ricardiana para a Turquia.

Baharumshah et al. (2006) testam hipótese análoga para quatro países da Ásia, a saber: Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia, utilizando a metodologia VAR e análise de decomposição da variância com dados trimestrais de 1976 a 2000. Os resultados empíricos apontam que há sim relações de longo prazo entre déficits orçamentários e de conta corrente. Ademais, para a Tailândia o raciocínio keynesiano se encaixa bem, uma vez que existe uma relação unidirecional do déficit orçamentário para déficit em conta corrente. Para a Indonésia, a causalidade reversa é detectada enquanto que para a Malásia e Filipinas existe um padrão de causalidade bidirecional. Baharumshah et al. (2006) verificaram também o apoio a uma relação de causalidade indireta que se estende do déficit orçamentária a taxas de juro mais elevadas e taxas de juro mais elevadas conduzem à apreciação da taxa de câmbio, o que conduz ao alargamento do déficit em conta corrente. Os resultados das decomposições de variância e das funções de impulso resposta sugerem que as consequências dos grandes déficits orçamentários e correntes só se tornam visíveis no longo prazo.

Deste modo, a tese de Barro (1988) parece não se confirmar dado que na literatura empírica econômica as pesquisas comprovaram a existência dos déficits gêmeos. Outras pesquisas também podem ser citadas, como de Bartolini e Labiri (2006); Araújo et al. (2009); Bolat et al. (2014) e Akbas et al. (2014), atestando a relação positiva e direcional dos saldos negativos comerciais acentuando o déficit público.

Na linha de estudos empíricos confirmando os déficits gêmeos Araújo et al. (2009) argumentando que o déficit público provoca um déficit em transações correntes porque causa uma apreciação da taxa de câmbio real. A influência do câmbio é que fora testado neste trabalho. Para isso, os autores estimaram um modelo com dados em painel balanceado para 35 países entre os anos 1991 e 2000. Os autores destacam que tanto no âmbito teórico quanto empírico não há consenso sobre a relação de causalidade entre déficit público e saldo em conta corrente. As conclusões apresentadas na pesquisa apontam rejeição a hipótese que considera a taxa de câmbio real como sendo o mecanismo por meio do qual o déficit público pode causar um déficit externo. Os dados apontaram que não haveria uma relação de causalidade sistemática entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real, ou seja, não é garantido que o déficit público implicará em déficit externo.

A pesquisa de Bartolini e Labiri (2006), focada na economia norte-americana, se encaixa nessa área por revisar a evidência sobre a hipótese do déficit duplo, que argumenta que um maior déficit fiscal, por seu efeito sobre a poupança nacional, leva a um déficit da conta corrente em expansão, encontrando algum apoio para ela. Todavia, os autores destacam que o elo observado entre os déficits fiscais e de conta corrente é muito fraco para sustentar a visão de que as reduções do déficit nos Estados Unidos podem desempenhar um papel importante na correção do desequilíbrio da conta corrente do país com o resto do mundo. A constatação da pesquisa realizada é de que mudanças na

poupança nacional levaram a mudanças muito semelhantes nas contas correntes, conseqüentemente, os autores concluíram o investimento não mostra uma resposta sistemática às mudanças da política fiscal.

A respeito da análise dos déficits gêmeos para a economia brasileira a pesquisa de Souza e Silva (2016) apresenta como enfoque o entendimento se a causalidade é via déficits fiscais impactando nos movimentos das contas externas, ou se é o desempenho das transações correntes que repercute nas contas públicas. Este trabalho utiliza metodologia empírica análoga a desta pesquisa que são os Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) com periodicidade trimestral de 1999 a 2013. A verificação empírica de Souza e Silva (2016) apontou que se pode rejeitar a relação causal unidirecional das contas públicas para as contas externas para o caso brasileiro. Com isso, concluíram que a deterioração do desempenho externo e a queda na taxa de crescimento econômico da economia brasileira contribuíram para a redução do superávit primário e, por conseguinte, aumento do déficit nominal.

2.2 Déficit Orçamentário, Déficit Fiscal e Poupança Priva: a Hipótese dos Déficits Triplos

Expandindo as análises a respeito da temática dos déficits gêmeos, surge recentemente, ainda de forma discreta na literatura econômica, a hipótese da existência de déficits triplos. Esta expansão da análise se deu pelo entendimento que o déficit público gera insuficiência de poupança nacional em relação ao investimento e, para evitar a queda da taxa de investimento, se absorve poupança externa, implicando déficit em transações correntes. Com isso, a variável poupança privada nacional, ou a sua insuficiência, passa a ser incluída na análise.

Quando o déficit público provoca apreciação da taxa de câmbio real, parte do investimento doméstico é deslocado para o exterior, afetando a formação de poupança nacional. Em outras palavras, o aumento dos preços relativos dos bens não comercializáveis – onde houve a apreciação cambial – implica aumento da demanda por bens comercializáveis e redução de sua produção doméstica. Isso, por sua vez, estimula o investimento no exterior em contrapartida do desestímulo ao investimento interno, resultando em menor volume de poupança nacional (Resende, 2005).

Na literatura a discussão fora precursionada pela pesquisa de Szakolczai (2006), em que a temática dos déficits triplos é abordada argumentando que a noção e análise do déficit duplo (déficit da balança corrente e orçamentária) devem ser alargadas. Para entender o déficit triplo, para o autor, deve-se levar em conta os mesmo dois déficits e incluir a insuficiência da poupança interna, ele faz sua pesquisa para a economia húngara entre os anos 2000 a 2004. A partir do estudo simples dos dados das contas nacionais do Banco Nacional da Hungria o autor defende que os déficits estreitamente interligados, mas, em certa medida, independentes, têm causas autônomas e devem, portanto, ser tratados separadamente. Esse resultado é contraditório com a visão comum de que todos os problemas são conseqüências de gastos excessivos do Estado e todos eles podem ser resolvidos pela redução do déficit orçamentário e pela redução das despesas do Estado. As recomendações de política feitas por Szakolczai (2006) são de que as exportações de bens e particularmente serviços, e poupança privada doméstica se elevem juntamente com a redução do déficit orçamentário.

O estudo de Tang (2006), ao também ampliar a conhecida hipótese de déficits gêmeos, consegue uma constatação positiva de que o saldo fiscal, o saldo da conta corrente e o saldo da balança de capitais e da balança financeira³ estão se movendo juntos no longo prazo, pelos dados norte-americanos em uma amostra de 1976 a 2008. Também é interessante destacar que este estudo concluiu que a conta corrente tem uma causalidade (Granger) com o equilíbrio fiscal e com a posição de conta financeira dos EUA.

Testando a validade da hipótese de déficits triplos para a Turquia, Akbas et al. (2014) realizam um estudo empírico, com dados dos anos de 1960 a 2012, o qual testou a estacionariedade das séries

³ A Conta Financeira é a contrapartida de financiamento do déficit na poupança privada. Os agentes econômicos alocam sua capacidade de financiamento (saldo entre a poupança e investimento) ou financiam sua necessidade (se o saldo for maior de investimento do que poupança) através de instrumentos financeiros, a saber: títulos da dívida, ações, moeda, moeda estrangeira, entre outros.

e realizou testes de causalidade entre o déficit da balança de transações correntes, o déficit orçamentário e a parcela da poupança nacional respectiva ao setor privado (por isso chamado déficits triplo). De acordo com os resultados de Akbas et al. (2014) há causalidade de choques positivos e negativos, com isso, eles corroboraram a hipótese do triplo déficit na Turquia entre os anos 1960 e 2012 dada a causalidade bidirecional entre os déficits. Cabe destacar que os autores apontam que a principal política na reversão dos déficits é reduzir a quantidade de créditos totais na economia e isso é possível utilizando instrumentos de política monetária, ou seja, manipulação da taxa de juros.

No tocante aos déficits triplos, Tang (2014) examina a experiência dos Estados Unidos para a hipótese de déficits fiscal, comercial e financeiro. O estudo propõe um quadro empírico, em perspectiva de equilíbrio geral, que considera o terceiro déficit de capital e conta financeira da balança de pagamentos utilizando uma abordagem renda-despesa para cointegração. A importância do estudo da economia norte-americana deriva do surgimento do fenômeno de déficits pela primeira vez na década de 1980, com uma deterioração significativa do saldo em conta corrente dos EUA, acompanhado de um aumento acentuado do déficit orçamentário federal, citando a pesquisa de Bartolini e Labiri (2006).

A determinação do déficit da balança comercial com base no déficit orçamentário é o objeto de pesquisa de Bolat et al. (2014). Para entender esta questão os autores se baseiam na discussão teórica entre a equivalência ricardiana e a hipótese keynesiana. Ademais, desenvolvem um método empírico, a partir do teste de causalidade de Granger, para medir a direção da causalidade entre a poupança líquida, orçamento e déficits em conta corrente, ou seja, para determinar o problema do déficit triplo, para 15 países da União Europeia no período compreendido ente 2002.1 a 2013.3. Os resultados definem para que país tal teoria se aplica, definindo para quais países o déficit é duplo ou triplo.

3. Análise Econométrica sobre os determinantes dos Déficitos Triplos brasileiros

3.1 Metodologia

A metodologia empírica econométrica aplicada nesta pesquisa é o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) conforme referência dos trabalhos de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). O procedimento destes autores é uma continuação pormenorizada dos modelos ADL clássicos, aplicados em séries temporais estacionárias, para o estudo de relações em nível com variáveis integradas de ordem 1, I(1).

De acordo com Johansen (1991), Phillips e Hansen (1999), Engle e Granger (1987), o método ARDL apresenta prerrogativas em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias e em relação aos modelos de vetores autorregressivos (VAR). Pesaran et al. (2001) propõe um método de cointegração que pode abarcar um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si o que auxilia muito na utilização de dados puramente I(0), puramente I(1), ou com as duas ordens de integração. Ademais, Pesaran e Shin (1999) explicam que esse mesmo teste de cointegração nos modelos ARDL apreende as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados de modo mais eficiente e, através de um critério de seleção previamente estabelecido, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL. Estes diferenciais do método justificam a escolha desta metodologia para a averiguação da ocorrência de déficits triplos para o Brasil.

O modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM) os quais verificam a existência de vetores de longo prazo. A partir disto, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, assim como a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo. Deste modo, o modelo estimado na forma de correção de erros (ARDL-ECM), origina-se da equação genérica do modelo ARDL e pode ser especificada a partir da primeira diferença, conforme está explicitado abaixo.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 \tau + \delta_i y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_{1i} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_{2i} \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

As variáveis indicam: Δ a diferença, a_0 e a_1 são termos de constante e tendência; δ_i , $i=1,2$ são parâmetros de longo prazo; θ_i $i=1,2$ são parâmetros de curto prazo; e ε_t é o termo de erro, ou distúrbios do tipo ruído branco.

No teste de cointegração de Pesaran et al. (2001) se faz um teste de significância do tipo do teste de Wald (teste F) para a observação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Todavia, os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores quando a hipótese nula (H_0) é de não existência de cointegração. A fim de sanar este problema, Pesaran et al. (2001) fornecem uma banda de valores críticos em que a banda superior equivale a hipótese de que todas as variáveis são I (1) e o nível inferior determina que as variáveis do modelo ARDL são estacionárias. A utilização (ou não) de intercepto e tendência são hipóteses também consideradas, por isso da completude do modelo.

A estatística-F do teste Wald é comparada com a banda de valores críticos que fora determinada. A hipótese nula (H_0) é de não existência de vetores de cointegração $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ e a hipótese alternativa (H_1) é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo $H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Com isso, entende-se que a hipótese nula não é rejeitada se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos e, acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Será preciso conhecer a ordem de integração das variáveis no caso da estatística F ficar dentro do intervalo dos valores críticos.

A partir desta metodologia estimaremos as equações do modelo.

3.2 Dados

As variáveis utilizadas na estimação dos modelos ARDL para a análise dos déficits triplos na economia brasileira, possuem periodicidade trimestral e estão definidas como se segue:

- eer_t = log do índice da taxa de câmbio real anualizada (valor de final de trimestre) – Fonte: BIS⁴;
- r_t = log da taxa de juros - over-Selic (%) anualizada (valor de final de trimestre) - Fonte: Banco Central do Brasil
- y_t = log do Índice do Produto Interno Bruto (PIB), com ajuste sazonal, fim de período – Fonte: IBGE;
- rp_t = Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP Primário), sem desvalorização cambial, fluxo acumulado em 12 meses (valor de final de trimestre) (% PIB) - Fonte: Banco Central do Brasil.
- tc_t = Transações Correntes - fluxo acumulado em 12 meses, valor de final de trimestre (% PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil.
- dsp_t = Poupança Privada nacional, dessazonalizado, valor final de trimestre (% PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil.

A taxa de juros real e as variáveis em número índice foram modificadas para logaritmo natural a fim de que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. Ademais, a escolha da série de resultado primário em detrimento do resultado nominal se deve a influência que esta última sofre do comportamento da taxa de juros na economia brasileira.

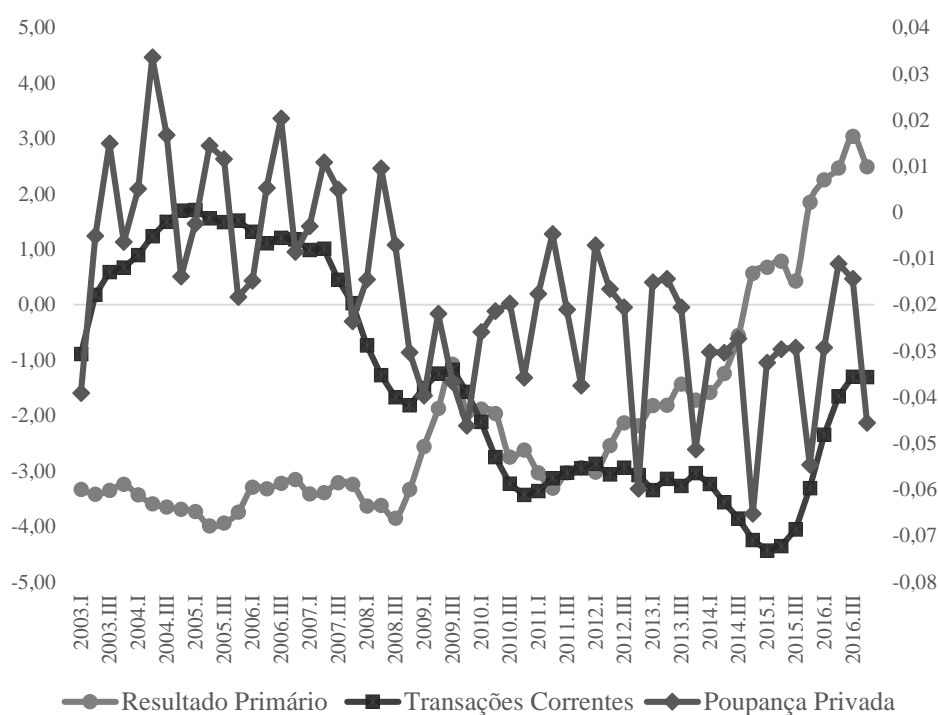
A variável dsp_t , cuja sigla significa déficit na poupança privada, fora construída segundo a equação: (S-I)/PIB. Sendo S a poupança nacional bruta, trimestral (R\$ mi- ref. 2010) e I o Investimento, representada por sua *proxy*: formação bruta de capital fixo, trimestral (R\$ mi- ref.

⁴ De acordo com a própria fonte de dados BIS um aumento no índice indica apreciação. Como no Brasil o entendimento é de que uma elevação do índice se refere a uma depreciação foi feita uma inversão simples da taxa (1/BIS).

2010), ambas disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. As séries foram subtraídas e seu resultado foi posteriormente dividido pelo PIB, série histórica, trimestral, valores correntes (R\$ mi), disponível no IBGE e, por fim, dessazonalizada. Ademais, o período de análise está delimitado do primeiro trimestre do ano 2003 ao último trimestre de 2016, portanto com 56 observações.

O presente estudo da economia brasileira, em especial nesta periodicidade, procura analisar o desempenho fiscal do setor público e os resultados das contas externas. Em 2000, a política fiscal brasileira passou a ter de forma mais clara as diretrizes de sua condução, com Lei de Responsabilidade Fiscal. De fato, o resultado primário brasileiro de 2003 a 2016, se torna positivo ao longo do tempo. Indicando que o país tem necessitado cada vez mais crescer o déficit público. Os resultados positivos da série se iniciam a partir de 2014.7 quando tivemos às “pedaladas fiscais”⁵ do governo Dilma Rousseff (Gráfico 1).

Gráfico 1
Resultado Primário, Transações Correntes e Poupança Privada - Brasil (2003-2016) - acumulado em 12 meses (% PIB)



Resultado Primário e Transações Correntes estão expressos no eixo principal, à esquerda.
Poupança Privada expressa no eixo secundário, à direita.
Fonte: BCB

A poupança privada, expressa no eixo secundário à direita, revela sua variação deficitária a partir de 2008, apresentando-se em poucas exceções saldo positivos a partir de 2009. A conta corrente por vez, em função do desempenho econômico mundial e chinês e, principalmente, da valorização de preços das *commodities* e do aumento da quantidade exportada, apresentou um superávit, entre 2002 e 2007, na ordem de 1,1% do PIB (Gráfico 1). A partir de 2009, como os efeitos da crise financeira, principalmente pelo desaquecimento da economia mundial, a balança comercial brasileira fora impactada negativamente.

⁵ A pedaladas fiscais se referem a operações orçamentárias realizadas pelo Tesouro Nacional, não previstas na legislação, que consistem em atrasar o repasse de verba a bancos públicos e privados com a intenção de aliviar a situação fiscal do governo em um determinado mês ou ano, apresentando melhores indicadores econômicos ao mercado financeiro e aos especialistas em contas públicas.

3.3 Modelo

Para a análise da relação de causalidade entre os déficits triplos são estimados 4 (quatro) modelos ARDL, os quais testam as relações de influência dos três déficits uns sobre os outros. O modelo 1 é um modelo mais simples que busca verificar a influência das transações correntes e da poupança privada sobre o resultado primário do setor público, utilizando o PIB como variável de controle.

Os três principais déficits de interesse nesta pesquisa são potencialmente sensíveis às alterações no nível de atividade econômica, por isso a inclusão do produto interno bruto (PIB) como variável de controle é importante. Nos modelos 2, 3 e 4, são acrescentadas ao PIB, as taxas de câmbio e de juros como variáveis de controle.

Os três últimos modelos se diferem pela variável dependente, em cada modelo é um déficit sendo explicado pelos outros dois e pelas variáveis de controle macroeconômicas. Dessa forma, o impacto dos três déficits uns sobre os outros pode ser testada adequadamente. A escolha das variáveis, bem como a especificação da equação de cada modelo estão em linhas com trabalhos empíricos correlatos, a saber: Baharumshah et al. (2006); Ruth (2004) e Souza e Silva (2016). Os modelos são descritos a seguir:

Modelo 1:

$$\Delta rp_t = a_0 + a_1\tau + \beta_1 rp_{t-1} + \beta_2 tc_{t-1} + \beta_3 pib_{t-1} + \beta_4 dsp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_5 \Delta rp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_6 \Delta tc_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta pib_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta dsp_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\text{Modelo 2: } \Delta rp_t = a_0 + a_1\tau + \beta_1 rp_{t-1} + \beta_2 tc_{t-1} + \beta_3 pib_{t-1} + \beta_4 dsp_{t-1} + \beta_5 eer_{t-1} + \beta_6 r_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta rp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta tc_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_9 \Delta pib_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta dsp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{11} \Delta eer_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{12} \Delta r_{t-1} + e_t \quad (3)$$

$$\text{Modelo 3: } \Delta tc_t = a_0 + a_1\tau + \beta_1 tc_{t-1} + \beta_2 rp_{t-1} + \beta_3 pib_{t-1} + \beta_4 dsp_{t-1} + \beta_5 eer_{t-1} + \beta_6 r_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta tc_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta rp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_9 \Delta pib_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta dsp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{11} \Delta eer_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{12} \Delta r_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$$\text{Modelo 4: } \Delta dsp_t = a_0 + a_1\tau + \beta_1 dsp_{t-1} + \beta_2 rp_{t-1} + \beta_3 tc_{t-1} + \beta_4 pib_{t-1} + \beta_5 eer_{t-1} + \beta_6 r_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta dsp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta rp_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_9 \Delta tc_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta pib_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{11} \Delta eer_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{12} \Delta r_{t-1} + e_t \quad (5)$$

Onde, a_0 e a_1 são termos constante e tendência, $\beta_i, i = 1,2,3, \dots, n$ são parâmetros do modelo; e u_t e e_t são termos de erro.

As variáveis utilizadas possuem periodicidade trimestral e estão definidas conforme se segue: rp = resultado primário do setor público; tc = transações correntes; dsp = déficit na poupança privada; pib = log do índice do produto interno bruto (PIB); eer = log da taxa de câmbio real; r = log da taxa de juros.

4. Resultados da análise empírica

4.1 Testes de Raiz Unitária

Conforme já enfatizado, 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 1.

⁶ Para maiores detalhes de cada teste de raiz unitária ver Elliot et al. (1996), Kwiatkowski et al. (1992), Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988).

Tabela 1
Testes de Raiz Unitária (2003:Q1 a 2016:Q4)

Variáveis	ADF	DF-GLS	PP	KPSS
RP	-1,37	-1,06	-1,44	0,20*
TC	-1,93	1,96	-1,52	0,18**
DSP	-2,05	-2,08	-6,35	0,18*
Câmbio	-2,03	-1,68	-2,00	0,17*
PIB	-0,03	-0,86	0,01	0,14**
Selic	-2,75*	-1,84*	-3,35**	0,14

ADF, DF-GLS e PP: H_0 = Série com raiz unitária (não estacionária)

KPSS: H_0 = Série estacionária

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

Todos os testes de raiz unitária citados indicam que as séries temporais utilizadas na estimação dos modelos ARDL são integradas de ordem 1 ao nível de 1% de significância estatística, isso significa que as séries não são estacionárias. A única exceção é o teste KPSS, cuja hipótese nula é de que as séries são estacionárias, portanto integradas de ordem 0. Conforme a Tabela 1, das séries de dados definidas nesta pesquisa as cinco primeiras são I (1), enquanto que a última série, SELIC, é integrada de ordem zero.

4.2 Estimações dos Modelos ARDL

A realização dos testes de raiz unitária permite observar que as variáveis selecionadas se apresentam na forma de um *mix* de ordem de integração. Tal fato, revela consonância com os preceitos para a realização dos modelos ARDL, que abarca um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si. Dessa forma, seguindo a estimação dos modelos ARDL, o passo seguinte é a definição das defasagens de cada modelo. Utilizando o Critério de Akaike, com quatro defasagens (*lags*), o modelo 1 é definido como ARDL (1, 0, 2, 1), o modelo 2 como ARDL (1, 0, 2, 4, 2, 0), o modelo 3 (2, 4, 3, 4, 4, 3) e o modelo 4 (4, 4, 2, 4, 0, 2), conforme Tabela 2.

A Tabela 2 apresenta também o resultado de um teste de diagnóstico, o teste LM Breusch – Godfrey, que indica se há ou não correlação serial nos resíduos. Como sua hipótese nula é de ausência de correlação serial, os resultados apontam ausência de autocorrelação nos quatro modelos estimados.

Tabela 2
Modelos ARDL - Defasagens e Teste de Correlação Serial

	Variável Dependente	ARDL defasagens	Teste LM de Autocorrelação (Prob)
Modelo 1	RP	(1, 0, 2, 1)	0,31 (0,73)
Modelo 2	RP	(1, 0, 2, 4, 2, 0)	0,44 (0,64)
Modelo 3	TC	(2, 4, 3, 4, 4, 3)	0,67 (0,51)
Modelo 4	DSP	(4, 4, 2, 4, 0, 2)	2,41 (0,13)

Teste LM Breusch - Godfrey: H_0 = Ausência de Auto Correlação serial

Definidas as defasagens do modelo e confirmando a ausência de autocorrelação, o passo seguinte é a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis de cada modelo. A Tabela 3 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% (cinco por cento) de significância estatística nos modelos 1, 2 e 4. Os valores da segunda coluna da tabela, 8,46, 7,24 e 5,54, de cada modelo respectivamente, excedem a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001).

No modelo 3 a estatística F calculada, de 3,82, fica entre as bandas do nível de 5%, por isso diz-se que é inconclusivo a este nível de significância. Todavia, é maior que a banda superior do nível de 10% de significância, $I(1) = 3,79$. O que atesta cointegração também neste modelo, ao nível de 10%, perfeitamente aceitável estatisticamente.

Os resultados dos testes de cointegração apresentados na Tabela 3 são de grande importância nos modelos ARDL. Na literatura os chamados “*bounds test*” e sua relevância se encontra em poder confirmar a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados. Isto significa, nesta pesquisa, que se confirmamos a existência dos vetores de cointegração nos quatro modelos estimados, então os resultados das transações corrente, no resultado primário e na poupança privada têm relações entre si no longo prazo. Deste modo, os resultados apontam que há indicação da hipótese inicial desta pesquisa, de existência de déficits triplos clássicos na economia brasileira, ser corroborada.

Tabela 3
Modelos ARDL – Teste de Cointegração

	Estatística F	Valores Críticos				Cointegração de Longo Prazo
		Limite I(0) ¹		Limite I(1) ¹		
		10%	5%	10%	5%	
Modelo 1	8,46	3,47	4,01	4,45	5,07	Sim
Modelo 2	7,24	2,75	3,12	3,79	4,25	Sim
Modelo 3	3,82	2,75	3,12	3,79	4,25	Sim a 10% Inconclusivo a 5%
Modelo 4	5,54	2,75	3,12	3,79	4,25	Sim

¹Pesaran et al. (2001) – com constante e tendência

H_0 = Ausência de vetores de cointegração

Procedendo com a análise empírica, após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis dos modelos, pode-se estimar os coeficientes dessa relação de longo prazo. A Tabela 4 apresenta os valores destes coeficientes de longo prazo para cada modelo, levando em conta as respectivas variáveis dependentes de cada modelo.

A primeira coluna da Tabela 4 mostra que, no modelo 1, os coeficientes são significativos para as transações correntes e para o PIB. Estes resultados indicam que, no longo prazo, modificações no saldo em transações correntes provoca uma alteração no superávit primário de 27%.

Já para o modelo 2 os coeficientes são significativos para o déficit da poupança privada e para a taxa de câmbio real, o que indica que estas variáveis afetam o resultado primário no longo prazo. Dessa forma, nos modelos 1 e 2, ambos com o resultado primário como variável dependente, temos influencia estatisticamente significativa das transações correntes e do déficit na poupança privada. Ademais, o modelo 03, revela que o resultado primário também é significativo no longo prazo, para afetar as transações correntes, bem como o PIB e a da taxa básica de juros SELIC. A Tabela 4 também mostra que as variáveis estatisticamente significativas que afetam o déficit na poupança privada (modelo 4) são as transações correntes e a taxa básica de juros SELIC.

Tabela 4
Coefficientes de Longo Prazo

	Modelo 1 (1,0,2,1)	Modelo 2 (1,0,2,4,2,0)	Modelo 3 (2,4,3,4,4,3)	Modelo 4 (4,4,2,4,0,2)
	Coefficiente [prob]	Coefficiente [prob]	Coefficiente [prob]	Coefficiente [prob]
RP	-	-	-6,8 [0,00]	0,0029 [0,65]
TC	-0,27 [0,00]	-0,01 [0,95]	-	0,0065 [0,00]
PIB	-26,56 [0,00]	0,08 [0,99]	128,7 [0,00]	0,23 [0,21]
DSP	-7,45 [0,12]	-7,84 [0,00]	-2,09 [0,84]	-
Câmbio	-	151,2 [0,00]	-0,71 [0,23]	-0,02 [0,14]
Selic	-	0,49 [0,27]	-0,99 [0,02]	0,04 [0,02]
constante	115,8 [0,00]	2,06 [0,94]	120,3 [0,00]	-1,97 [0,18]
tendência	0,26 [0,00]	6,34 [0,00]	0,21 [0,00]	-0,001 [0,47]

Como enfatizado anteriormente, a relação de longo prazo detectada nas estimações não isenta os modelos estimados de serem acometidos por choques de curto prazo. No entanto, para que a relação de cointegração seja sempre mantida, há que se ter um mecanismo de correção destes choques para se retornar à dinâmica de longo prazo. Esta é justamente a função do Mecanismo de Correção de Erros.

Seguindo com a análise empírica, são estimados os quatro modelos na forma de vetores de correção de erros (ARDL- ECM) para a obtenção dos coeficientes de ajustamento de curto prazo. A Tabela 5 apresenta as variáveis significativas no curto prazo e os resultados dos vetores de correção dos erros, para cada modelo. Cabe destacar que os coeficientes de correção de erros (ECM) estimados se apresentaram estatisticamente significante a 1%, como indica o p-valor entre colchetes na terceira coluna.

No modelo 1, segundo a Tabela 5, o PIB defasado em um período e a poupança privada são significativos em explicar a déficit público no curto prazo. Condizente com o que era esperado a priori dado que a existência de déficits primários públicos significa déficit da poupança pública e isto incorre em maior necessidade de uso de poupança privada. Ademais, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,77, estatisticamente significativo, sugere que 77% do desvio da trajetória de longo prazo do sistema estimado são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte.

Este resultado é bastante interessante, quando aplicado à dinâmica dos déficits triplos brasileiros. Já vimos que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis estimadas, mas choques de curto prazo ocorrerão. Estes são desvios de curto prazo são corrigidos de forma bastante rápida, nes primeiro caso. Ponderando que o déficit primário impacta diretamente na poupança privada nacional e na balança comercial (acentuando estes déficits) é interessante que este choque no sistema seja rapidamente dissipado, como indica o ECM de 77% em um trimestre. Todavia, incorre-se em uma ironia quando os resultados comerciais são superavitários, dado que choques nesta situação, impactaria positivamente na conta corrente nacional, bem como na poupança privada brasileira.

Dessa forma, em caso superavitário, o arrefecimento em 77% desse choque positivo em apenas um trimestre é avaliado negativamente, dado que o “bem estar” fiscal brasileiro seria dissipado em pouco tempo (um trimestre).

No modelo 2, o ECM de -0,65, indica que 65% do desvio da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte (Tabela 5). As variáveis significativas no curto prazo são a taxa de câmbio e de juros, além da conta corrente e da poupança privada. Cabe ressaltar que neste modelo, com o resultado primário está como variável dependente como no modelo 01, mas fora ampliado com as variáveis macroeconômicas de taxa câmbio e de juros.

O coeficiente de correção de erros do modelo 3 é o menor dentre os quatro modelos estimados. O ECM de -0,27 aponta que 27% de um choque na trajetória de longo prazo nas transações correntes brasileiras são arrefecidos em um trimestre, sendo necessário, portanto, mais de nove meses (três trimestres) para o retorno a trajetória anterior ao desvio. Por fim, no modelo 4 o ECM estatisticamente significativo de -0,68 revela que a poupança privada nacional corrige 68% de seus desvios em um trimestre. Isto implica que choques superavitários ou deficitários na poupança nacional são absorvidos em 68% em um trimestre, sendo tal indicador visto de forma otimista quando o choque é deficitário, porém negativo quando este desvio é superavitário.

Tabela 5
Correção dos erros - Dinâmica de Curto Prazo

Modelo ARDL	Defasagens	Coefficientes de Curto Prazo	ECM(-1)	[Prob]
Modelo 1	(1,0,2,1)	DPIB(-1); DDSP;	-0,77	[0,00]
Modelo 2	(1,0,2,4,2,0)	DTC; DPIB; DDSP(-2), DDSP(-3); Dcambio; Dselic;	-0,65	[0,00]
Modelo 3	(2,4,3,4,4,3)	DTC(-1); DRP(-1); DRP(-3); DPIB(-1); DDSP, DDSP(-3); Dcambio(-3); Dselic(-2);	-0,27	[0,00]
Modelo 4	(4,4,2,4,0,2)	DDSP(-3); DRP(-1);DTC(-1); Dcambio	-0,68	[0,00]
		Média do ECM	0,60	

3.4.3 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, Durbin e Evans (1975) de Soma Cumulativa dos Resíduos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). Estes dois testes são reportados em forma gráfica, conforme o par de gráficos especificados no Anexo A, para cada modelo estimado de déficits triplo.

As linhas pontilhadas em vermelho apresentam a banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística, cuja a hipótese nula é de estabilidade dos coeficientes. Dessa forma, o ideal para não se rejeitar a hipótese nula e, portanto, atestar a estabilidade dos parâmetros estimados, é que a linha em azul fique dentro dos limites das bandas em vermelho.

Nos modelos 1 e 2, ambos com o Resultado Primário como variável dependente, pode-se verificar leve instabilidade no teste de Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ), ao extrapolar o limite inferior da banda no final do período de análise. Esta pequena instabilidade é corrigida quando se aumenta o número de defasagens nos dois modelos, de quatro para cinco *lags*. Dessa forma, é possível considerar os coeficientes destes modelos estáveis.

Os modelos 3 e 4, com Transações Correntes e Déficit da Poupança Privada, como variáveis dependentes respectivamente, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não é rejeitada para nenhum dos testes realizados. Isto indica estabilidade dos parâmetros destes dois modelos.

Considerações Finais

O principal objetivo deste trabalho é investigar a existência de déficits triplos na economia brasileira de janeiro de 2003 a dezembro de 2016 usando o modelo autoregressivo de defasagem distribuída (ARDL) para testar a existência de cointegração.

As variáveis utilizadas para os testes empíricos são fundamentalmente às pertinentes à contabilidade Nacional, a saber: resultado primário do setor público, as transações correntes e a poupança privada. Ademais, como variável de controle dos modelos empíricos, em consonância com a literatura econômica, utilizamos o produto interno bruto (PIB), a taxa de câmbio real e a taxa de juros básica da economia (SELIC).

Os resultados dos “bounds test” ao confirmarem a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados indicam, nesta pesquisa, que os déficits comerciais, orçamentários e na poupança privada têm relações entre si no longo prazo. Ademais, estas mesmas variáveis não estão isentas de serem acometidos por choques de curto prazo. No entanto, o mecanismo de correção de erro médio, estatisticamente significativo, assegura o retorno à dinâmica de longo prazo, numa média de 60% no primeiro trimestre. Deste modo, os resultados da cointegração apontam que há indicação da hipótese inicial desta pesquisa, de existência de déficits triplos clássicos na economia brasileira, ser corroborada.

A partir da comprovação de existência de cointegração entre as variáveis utilizadas em nossa análise empírica, podemos concluir que há causalidade de choques positivos e negativos entres os resultados primário, a conta corrente e a poupança privada na economia brasileira, com isso, corrobora-se a hipótese do triplo déficit no Brasil entre os anos 2003 e 2016, dada causalidade empírica entre os déficits.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKBAS, Y. E.; LEBE, F. Current Account Deficit, Budget Deficit and Savings Gap: is the Twin or Triplet Deficit Hypothesis valid in G7 Countries? **Prague Economic Papers**, 25 (03), 2016.

AKBAS, Y. E.; LEBE, F.; ZEREN, F. Testing the Validity of the Triplet Deficit Hypothesis for Turkey: Asymmetric Causality Analysis. **Journal of Business and Economics**, 7 (14), 137-154, 2014.

ARAÚJO, T. F., OLIVEIRA, A. C., RESENDE, M. F. C., MORO, S. Déficitos Gêmeos e taxa de câmbio real. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, 13(1); 5-30, 2009.

BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E.; KHALID, A. M. Testing twin deficits hypothesis using VARs and variance decomposition. **Journal of the Asia Pacific Economy**, 11 (3), 331-354, 2006.

BARRO, R. J. The Ricardian Approach to Budget Deficits. **The Journal of Economic Perspectives**, 3(2), 37–54, 1988.

BARTOLINI, L. e LABIRI, A. Twin Deficits, Twenty Years Later. Current Issues in **Economics and Finance**, 7 (12), 2006.

BOLAT, S.; DEGIRMEN, S.; SENGONUL, A. Does Triple Deficits have (Un) stable causality for the EU members? Evidence from bootstrap-corrected causality tests. **Procedia Economics and Finance** 16, 603 – 612, 2014.

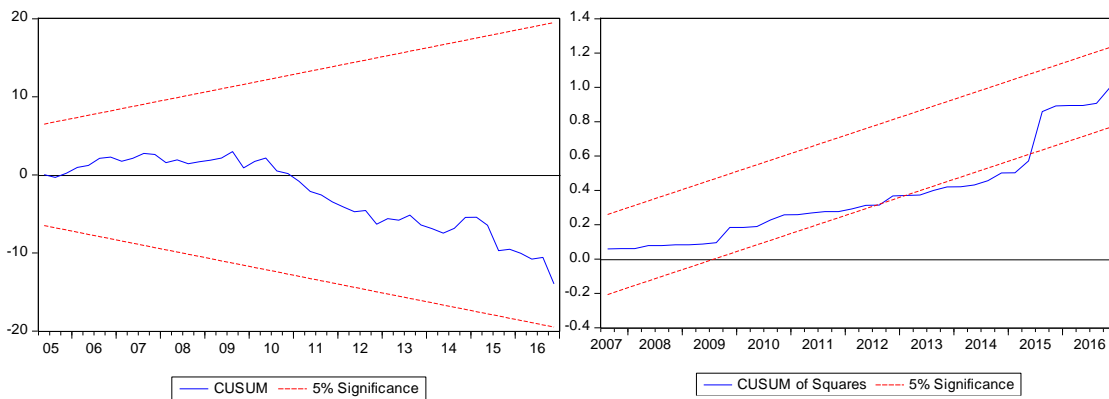
- BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. J. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. **Journal of the Royal Statistical Society**, 37 (2), 149-192, 1975.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), 427-431, 1979.
- ELLIOT, G.; ROTHEMBERG, T.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, vol. 64, n. 4, pp. 813-836. 1996.
- ENGLE, R. F. GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, 55, 251-76, 1987.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema de Contas Nacionais, Brasil, Referência 2010. **Nota Metodológica nº 07**, versão 2, nov, 2015.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, 59, 1551–1580, 1991.
- KHALID, A. M., GUAN, T. W. Causality Tests of Budget and Current Account Deficits: Cross-Country Comparisons. **Empirical Economics**, 24(3), 389–402, 1999.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. 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, 1992.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. **Journal of the American Statistical Association**, 94 (446), 621-634, 1999.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**. Cambridge University Press, 1999.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**, 163, 289-326, 2001.
- PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. **The Review of Economic Studies**, 57 (1), 99-125, 1999.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, 75(2), 335–346, 1988.
- RESENDE, M. F. C. Déficitos Gêmeos e Poupança Nacional: Abordagem Convencional e Pós Keynesiana. **Anais do 33º Encontro Nacional de Economia ANPEC**, Natal-RN, Dezembro, 2005.
- RUTH, K. Interest rate reaction functions for the euro area: Evidence from panel data analysis. Studies of the Economic Research Centre, **Discussion Paper**, series 1, n.33, 2004.
- SOUZA, A. S., SILVA, C. G. Déficitos Gêmeos na Economia Brasileira: uma investigação via modelos de defasagens distribuídas. **Revista de Economia Aplicada**, no prelo, 2016.
- SZAKOLCZAI, G. The triple deficit of Hungary. **Hungarian Statistical Review**, Special Number 10, 2006.

TANG, T. C. Fiscal Deficit, Trade Deficit and Financial Account Deficit: Triple Deficits Hypothesis with the U.S. experience. Department of Economics; **School of Business Monash University Malaysia**; discussion paper 06/14, 2014.

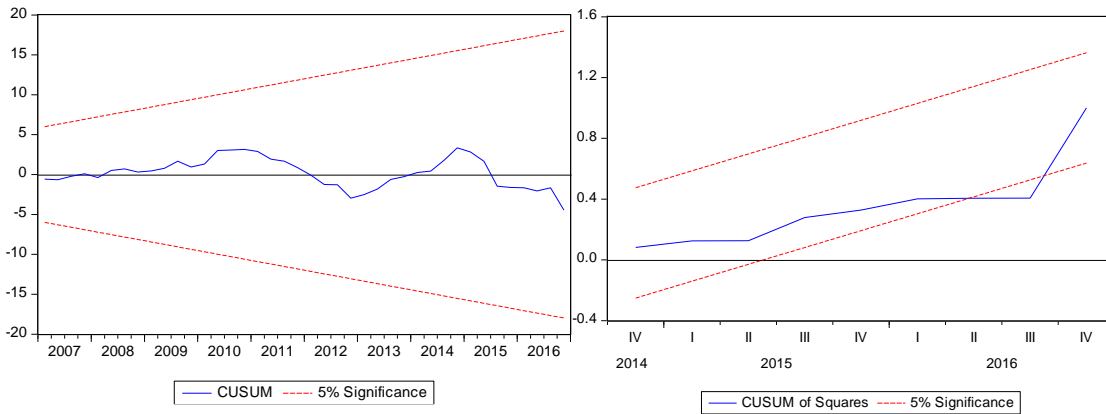
VAMVOUKAS, G. A. The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece. **Applied Economics**, 31(9), 1093–1100, 1999.

ANEXO A – Teste De Estabilidade dos Coeficientes (Cusum) e (Cusumq)

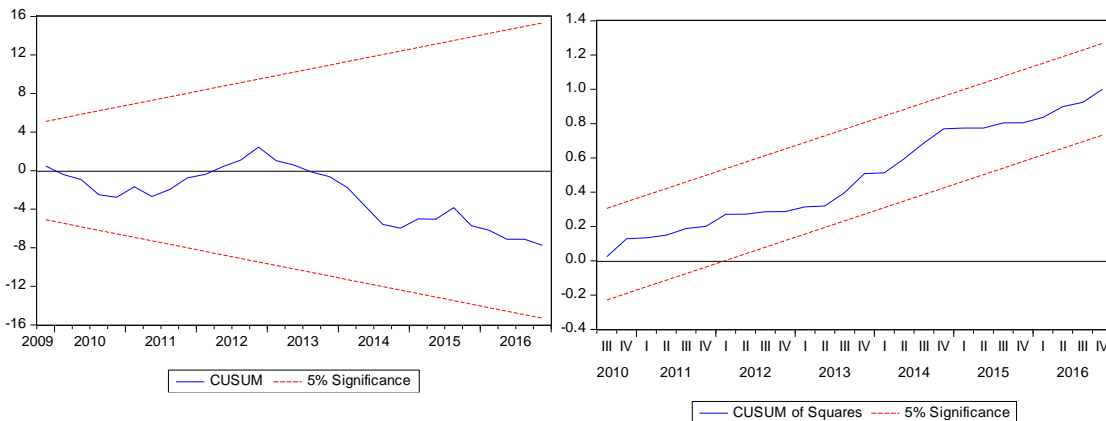
Modelo 01



Modelo 02



Modelo 03



Modelo 04