



FEBRABAN

Federação Brasileira de Bancos

FEBRABAN

Diretoria de Regulação Prudencial,
Riscos e Economia

UNICAMP

Instituto de Economia

**Determinantes do Crédito à Exportação
no Brasil: uma Análise com Vetores
Autoregressivos (VAR)**

Janeiro/2016

**Pedro Rossi
Bruno Patrocínio**

Este estudo foi realizado no âmbito do Convênio Febraban - Unicamp, que tem por objetivo estimular a produção de trabalhos e estudos na área de economia.

O conteúdo foi desenvolvido pelos autores de forma independente. As opiniões, hipóteses e conclusões / recomendações contidas neste material são de responsabilidade exclusiva dos mesmos, não refletindo, necessariamente, a visão da FEBRABAN.

Determinantes do Crédito à Exportação no Brasil: uma Análise com Vetores Autoregressivos (VAR)

Pedro Rossi

Professor do Instituto de Economia da Unicamp

pedrolrossi@gmail.com

Bruno Patrocínio

Mestrando do Instituto de Economia da Unicamp

brunodepaolapatrocínio@gmail.com

Resumo

Esse artigo tem como objetivo avaliar os determinantes dos principais instrumentos crédito à exportação (Adiantamentos de Contratos de Câmbio e Pagamento Antecipado) no Brasil no período nos anos 2003 a 2014. Analisa-se a relevância da demanda para fins financeiros, isto é, para a obtenção de ganhos financeiros com diferencial de juros e variação cambial. Os resultados da análise econométrica - que faz uso de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) - indicam a importância dos fatores financeiros na determinação do crédito à exportação, uma vez que esse reage positivamente ao aumento no diferencial de juros e à apreciação cambial.

Palavras-chave: crédito à exportação, ACC, pagamento antecipado, *carry trade*.

1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira tem, como característica estrutural, altas taxas de juros para padrões internacionais. Essa característica penaliza, em particular, o setor exportador brasileiro e justifica a existência de um sistema de financiamento público e para os instrumentos de financiamento privados que facilitam a captação de recursos externos para a atividade exportadora. Nesse contexto, o mercado de crédito à exportação no Brasil se constitui com quatro principais instrumentos, dois públicos, o BNDES-Exim e o Proex, e dois privados, os Adiantamentos de Contratos de Câmbio (ACC) e o Pagamento Antecipado (PA).

Como assinalado pela literatura sobre o tema, como em Rossi e Prates (2013), Pereira e Maciente (2000), Blumenschein e Leon (2002) e Resende *et al.* (2014), por conta das altas taxas de juros praticadas no Brasil, o mercado de crédito exportação está sujeito a uma demanda especulativa que pode desviar esses instrumentos do seu objetivo inicial, de financiamento da atividade exportadora, e possibilita o uso dos mesmos para obtenção de ganhos financeiros, com a diferença entre as taxas de juros dos mesmos e dos juros de aplicações domésticas, e com a variação cambial.

Nesse contexto, esse artigo tem como objetivo avaliar os determinantes do crédito à exportação privado no Brasil entre 2003 e 2014 buscando identificar evidências dessa demanda especulativa. Faz-se uso de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) que permite analisar a inter-relação entre variáveis como a taxa de câmbio, o diferencial de juros e seus impactos dinâmicos sobre a variável estudada; o crédito à exportação.

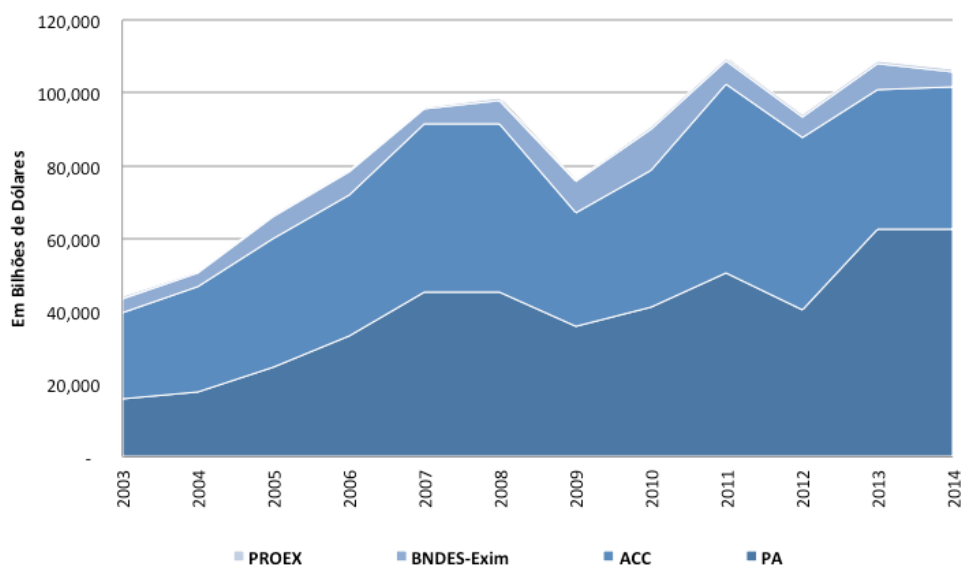
Para além dessa introdução, o artigo se estrutura da seguinte forma: a seção I desse artigo descreve os instrumentos privados de crédito à exportação, a seção II discute os determinantes do crédito à exportação fazendo uso da literatura, a seção III apresenta o modelo econométricos e seus resultados e, por fim, o artigo se encerra com breves considerações finais.

2. INSTRUMENTOS DE CRÉDITO À EXPORTAÇÃO NO BRASIL

Há quatro principais instrumentos de crédito à exportação no Brasil, dois públicos - o PROEX e o BNDES-Exim - e dois privados - os Adiantamentos de Contratos de Câmbio (ACC) e o Pagamento Antecipado (PA). A natureza do *funding* diferencia os instrumentos públicos dos privados. Enquanto os primeiros dependem da obtenção de recursos públicos ou parafiscais para concessão dos financiamentos (o PROEX utiliza recursos do orçamento público e o BNDES-Exim usa fundos como o FAT- Fundo da Amparo aos Trabalhadores), o ACC e o PA, apesar de regulamentados e supervisionados pelo Banco Central do Brasil (BCB), dependem de *funding* privado para viabilizar os empréstimos, em particular, dependem da disponibilidade de linhas de financiamento em moeda estrangeira.

A despeito do esforço dos últimos governos para aumento da parcela pública no crédito à exportação, no Brasil há um amplo predomínio dos dois instrumentos privados, ACC e PA, no mercado de crédito à exportação. Como observado na figura 1, o volume de crédito a exportação passou de US\$ 43,9 bilhões em 2003 para US\$ 106,6 bilhões em 2014, ano em que os contratos de PA somaram US\$ 62,4 bilhões, os de ACC, US\$ 39,1 bilhões, enquanto os desembolsos do BNDES-Exim foram de US\$ 4,3 bilhões e os do PROEX, de US\$ 743 milhões. As seções seguintes detalham esses instrumentos de crédito à exportação.

Figura 1: Instrumentos de crédito à exportação entre 2003 e 2014



Fonte: Dados BACEN, BNDES, MDIC. Elaboração Própria.

2.1. Adiantamento de Contratos de Câmbio

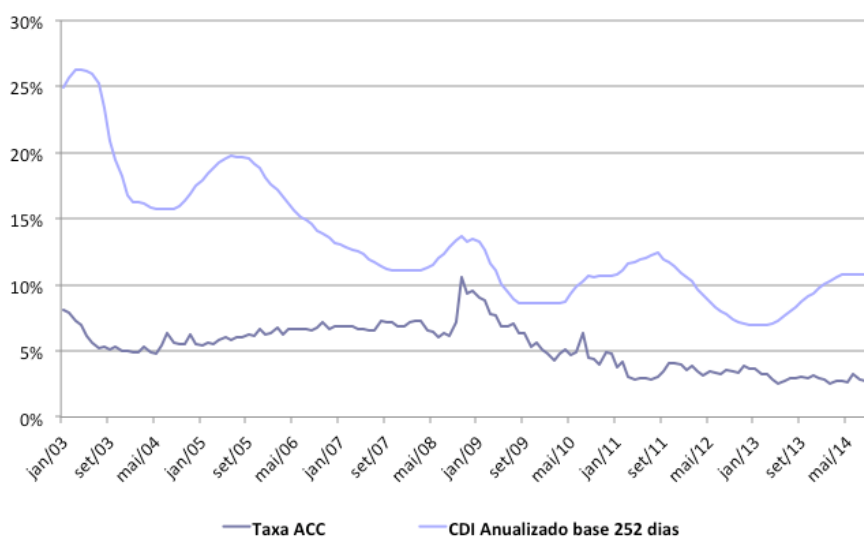
O ACC é uma operação de crédito doméstica na qual um banco residente concede um adiantamento, da totalidade ou de uma parte, de um contrato de exportação antes do embarque da mercadoria ou da prestação do serviço no exterior. Esses recursos adiantados correspondem ao valor em moeda estrangeira da exportação que será realizada e proporciona ao exportador o financiamento de suas atividades na fase pré-embarque. O ACC, portanto, é vinculado a um contrato de exportação e exige o embarque efetivo de mercadorias, caso contrário o contrato de crédito deve ser cancelado.

A regulamentação do ACC prevê um prazo máximo de 360 dias anteriores ao embarque. Após o embarque da mercadoria, há possibilidade de uma operação de refinanciamento com outro instrumento de crédito, denominado Adiantamentos Cambiais Entregues (ACE). O ACE é utilizado até o momento de liquidação do câmbio em que o importador realiza o pagamento em moeda estrangeira, sendo estendido até 390 dias após o embarque. O prazo total das

operações pode chegar, portanto, a 750 dias se somadas as operações pré e pós embarque que se valem do ACC e ACE¹.

A taxa de juros paga por um tomador de ACC é a taxa de captação dos bancos no mercado internacional acrescida de um spread que depende do cliente, porte da empresa, saúde financeira, etc. Por conta da diferença entre as taxas de juros no mercado internacional e as taxas praticadas domesticamente, a taxa de juros do ACC costuma ser extremamente competitiva, geralmente mais baixa do que as demais operações de crédito domésticas, como mostra a figura 2. Segundo Rossi e Prates (2013), o ACC é utilizado por empresas de todos os portes (micro, pequenas, médias, grandes) e de diferentes setores de atividade. A facilidade de operacionalização e a flexibilidade na exigência de garantias e prazos, tornam esse instrumento acessível para empresa de diferentes perfis.

Figura 2: Taxas de juros média de contratos de ACC e CDI, 2003 a 2014.



Fonte: Bacen. Elaboração Própria.

¹ O ACE necessariamente precisa ser precedido pela utilização do ACC, sendo um instrumento de financiamento à exportação das atividades pós-embarque.

2.2. *Pagamento Antecipado*

O pagamento antecipado (PA), ou pré-pagamento de exportação, é um adiantamento de recursos ao exportador feito por instituições estrangeiras ou pelo próprio importador. Esse não configura um instrumento de crédito doméstico, trata-se de um tipo de financiamento da fase pré-embarque cujos recursos são captados no exterior, seja diretamente com o importador ou com instituições financeiras. No Brasil, as instituições residentes oferecem essa modalidade de crédito atuando como prestadoras de serviço e não como intermediárias dos recursos. Ou seja, o PA difere do ACC onde o provedor do crédito é uma instituição residente. Por conta disso, o acesso a esse tipo de crédito é mais restrito e a avaliação de risco, mais rigorosa. No exterior, a instituição financeira que cedeu o crédito está sujeita ao risco do exportador não embarcar a mercadoria e ao risco do importador não efetuar o pagamento mesmo em caso de embarque.

Dessa forma, o PA atende usualmente às empresas de grande porte com histórico de pagamentos no exterior e capazes de atender às garantias exigidas.

“As empresas que se beneficiam são aquelas consideradas pelos bancos como de primeira linha e baixo risco, capazes de oferecer garantias maiores do que as exigidas em operações de ACC e, via de regra, fornecedoras de clientes também de baixo risco localizados em países considerados seguros.”
(Blumenschein e Leon, 2002: 190)

Até 1995, o Pré-pagamento de Exportação era uma operação entre importador e exportador. O financiamento era caracterizado por uma dívida de natureza comercial, sem necessidade de remessas financeiras futuras, ou seja, o embarque de mercadoria era a única obrigação do exportador. A partir desse ano, o BCB, mediante a Carta Circular n.2567, permitiu a intermediação bancária nas operações de pré-pagamento (Veiga e Iglesias, 2000: 109). O Pré-pagamento está regulamentado como 'Recebimento Antecipado de Exportação' pela Circular 3.325, de 24 de Agosto de 2006, que altera o Regulamento do Mercado de Câmbio e Capitais Internacionais. O exportador cede os direitos de recebimento de suas exportações futuras como garantia da

operação e as partes pactuam livremente as taxas de juros e seu período de incidência. No que se refere aos prazos de financiamento, o Pré-pagamento tem prazos contratuais usualmente mais longos do que o ACC constituindo-se com uma opção de crédito de longo prazo. O prazo limite para o PA, instituído pela circular instituído pela circular 3.617 de 2012 do Banco Central é de 5 anos.

3. SOBRE OS DETERMINANTES DO CRÉDITO À EXPORTAÇÃO PRIVADO

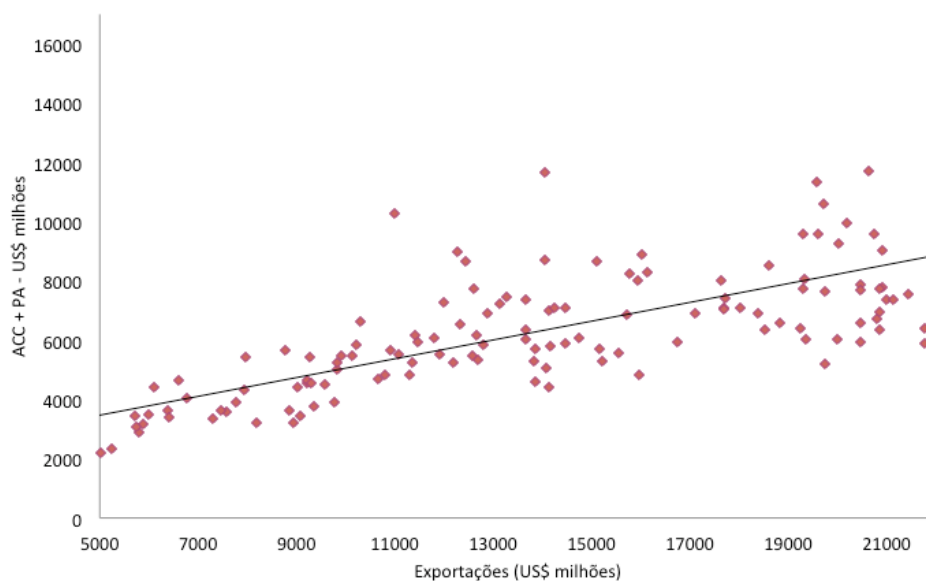
Conforme observado na seção anterior, os instrumentos privados são amplamente predominantes no mercado de crédito à exportação, esses constituem em torno de 95% do mercado no período observado. Em função disso, essa seção analisa os determinantes dessa modalidade de crédito sem considerar, no entanto, o eventual efeito substituição entre o crédito privado e público². Dessa forma, analisam-se às variáveis que, por hipótese, tem impacto no volume desse tipo de financiamento como as exportações, a taxa de câmbio e a taxa de juros. Essa avaliação serve como base para a construção do modelo VAR na seção III.

3.1. *Exportações, taxa de câmbio e o crédito à exportação*

O crédito à exportação é limitado, evidentemente, pelo volume de exportações que potencialmente podem ser financiadas pelos instrumentos de ACC e PA. Logo, quanto maior o volume exportado, potencialmente maior é o volume de crédito à exportação. De fato, entre 2003 e 2014, os dados confirmam uma correlação positiva entre o volume exportação e a contratação dos instrumentos de crédito à exportação, conforme a figura 3.

Figura 3: Crédito à exportação (ACC e PA) e exportações (dados mensais, jan2003-dez2014)

² Para uma análise dos instrumentos públicos de crédito à exportação, ver Catermol (2005 e 2008), Rossi e Prates (2013), Galetti e Hiratuka (2013), Moreira e Panarielo (2009) e Moreira *et al.* (2006).



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Já em relação à taxa de câmbio, real/dólar, um primeiro efeito esperado é de correlação positiva entre a mesma e a demanda por instrumentos privados de crédito. Por um lado, porque uma taxa de câmbio mais depreciada tenderia a aumentar a procura por instrumentos de crédito à exportação em função de melhora na competitividade e na expectativa dos exportadores. Por outro lado, a depreciação cambial pode provocar um efeito imediato de “arbitragem comercial”, situação onde há vantagens em redirecionar a venda de mercadoria para o mercado externo, produtos que antes se destinavam ao mercado interno. Isso ocorre em setores como os de calçado, têxtil e parte do agronegócio que produzem mercadorias padronizadas e permitem uma migração da produção do mercado doméstico para o externo, mesmo após a conclusão do ciclo produtivo, uma vez que essas mercadorias prescindem de uma adequação muito grande para transferir o destino da produção do mercado interno para o externo³.

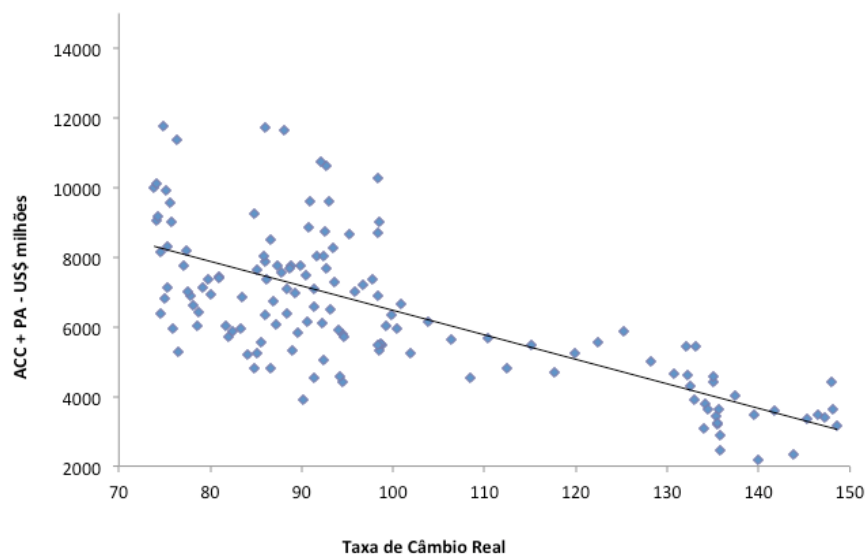
Ou seja, inicialmente, a produção destinava-se ao mercado interno, mas, diante de uma moeda doméstica mais depreciada, a empresa opta pela exportação e, por isso, busca se financiar com ACC e PA. Nesse sentido, a depreciação cambial pode aumentar a procura por instrumentos de crédito à

³ Já o mesmo não ocorre para os setores com ciclos de produção mais longos e produtos com especificidades técnicas diferentes para os mercados interno e externo.

exportação. Logo, essa migração da produção entre os mercados interno e externo induzida pela taxa de câmbio pode impactar na demanda por ACC e PA por conta da variação do montante de produtos para exportação passíveis de serem financiados. Por outro lado, uma apreciação cambial pode provocar o efeito inverso, de migração de produção para o mercado doméstico e redução da demanda por crédito à exportação.

No entanto, a figura 4 indica que, no período que vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2014, há uma correlação negativa entre o volume de crédito a exportações e a taxa de câmbio real, medida pela média móvel de 12 meses. Nesse contexto, é necessário avaliar outra hipótese explicativa, discutida na próxima seção, referentes aos determinantes financeiros do crédito à exportação.

Figura 4: Crédito à exportação (ACC+PA) e taxa de câmbio real (media móvel 12 meses) - dados mensais jan2003-dez2014)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

3.2. Especulação financeira e crédito à exportação

Como discutido em Rossi e Prates (2013), os instrumentos privados de crédito à exportação, como o ACC e o PA, estão sujeitos a uma demanda especulativa, cujo objetivo é obter ganhos com diferencial de juros e com antecipação de movimentos da taxa de câmbio. As linhas de crédito de ACC e PA fazem uso de *funding* externo, e as taxas de juros desses instrumentos são bem inferiores aos juros praticados no mercado doméstico. Esse diferencial de juros pode servir de incentivo às operações de arbitragem financeira com recursos que originalmente seriam usados para o financiamento da produção. Segundo Pereira e Maciente (2000), os instrumentos de crédito de exportação serviram para aumentar a rentabilidade do setor exportador por meio de ganhos financeiros nos anos 1990.

“Os mecanismos financeiros chegaram a envolver, nas conjunturas de expressiva elevação das taxas de juros reais, a transferência de até 13% do valor exportado. Esse percentual flutuou consideravelmente em diferentes contextos em virtude das mudanças das políticas macroeconômicas, da regulamentação específica das operações de financiamento e das condições de oferta dos fundos externos.” (PEREIRA e MACIENTE, 2000, p.16)

O estudo desses autores aponta para a importância dos ganhos financeiros com ACC no período entre a implementação do Plano Real e a desvalorização cambial de 1999, quando as altas taxas de juros atenuavam os efeitos do câmbio valorizado na rentabilidade do setor exportador⁴.

Para além dos ganhos com diferencial de juros, a antecipação de receitas de exportação pode proporcionar ganhos no caso de apreciação da taxa de câmbio real/dólar. Isso porque o crédito à exportação implica no adiantamento de recursos em moeda doméstica na contração de uma dívida em dólar. Caso a taxa de câmbio no momento do pagamento da dívida em dólar esteja mais apreciada do que no momento da antecipação dos recursos, há um ganho

⁴ Ainda segundo os autores, os ganhos decorrentes do aumento no diferencial de juros podem ser comparados à desvalorização da moeda doméstica. “Sob a ótica estrita da rentabilidade da atividade exportadora financiada por ACC e dados os prazos médios verificados no período 1993/1998, pode-se afirmar que uma elevação de um ponto percentual das taxas de juros reais básicas domésticas corresponde, *ceteris paribus*, a uma depreciação cambial real equivalente de cerca de 0,33%”. (PEREIRA e MACIENTE, 2000, p. 16)

financeiro decorrente da variação cambial no período que valoriza o ativo (aplicação em reais) e desvaloriza o passivo (dívida em dólar).

Nesse sentido, a possibilidade de ganhos com o diferencial de juros e com variação cambial tornam o ACC e o PA possíveis instrumentos para a operação de *carry trade* que “consiste em um investimento intermoedas onde se forma um passivo (ou uma posição vendida) na moeda de baixas taxas de juros e um ativo (ou uma posição comprada) na moeda de juros mais altos.” (ROSSI, 2015: 712).

No entanto, a possibilidade do uso disseminado do crédito à exportação para fins especulativos é limitada pelas restrições inerentes a esses instrumentos, uma vez que os contratos de ACC estão sujeitos a um compromisso de embarque de uma mercadoria a ser exportada. O propósito desse compromisso é evitar a arbitragem financeira com esses instrumentos de crédito e garantir que o mesmo seja direcionado ao financiamento da atividade exportadora⁵. Caso essa exportação não seja efetuada, o exportador deverá arcar com encargos financeiros calculados sobre o valor em moeda nacional correspondentes a uma parcela do contrato de câmbio⁶.

Entretanto, esses contratos prescindem da especificação da mercadoria exportada, ou seja, ao realizar uma operação de ACC o contratante pode “performar” qualquer tipo de produto, o que permite a formação de um mercado onde se negocia as mercadorias a serem embarcadas com o objetivo de liquidação dos ACCs (ROSSI e PRATES: 2013). Nesse contexto, o mercado de *performance* de exportação negocia o direito de exportação de produtos para empresas que não possuem a mercadoria para embarcar e que tomaram um empréstimo de ACC junto a um banco financiador no Brasil.

Esse mercado permite que empresas exportadoras que não consigam embarcar a mercadoria até a data do contrato não sejam obrigadas a cancelar

⁵ A Circular BACEN 2.632/95, que regula essa modalidade de crédito, determina que o fim precípua do mecanismo é o apoio financeiro à exportação.

⁶ “Com base no rendimento acumulado da Letra Financeira do Tesouro - LFT durante o período compreendido entre a data da contratação e a do cancelamento ou baixa, deduzidos a variação cambial ocorrida no mesmo período e o montante em moeda nacional equivalente a juros calculados pela taxa de captação interbancária de Londres (LIBOR) sobre o valor em moeda estrangeira objeto do cancelamento ou baixa.” (LEI No 7.738, Art.12)

o contrato de ACC e assim incorrer em impostos e multas contratuais. Além disso, o mercado de *performances* de exportação também permite a chamada “arbitragem comercial”, descrita na seção anterior. Nesse caso, a empresa contrata o ACC ou o PA com o objetivo de exportar, mas posteriormente decide vender a sua produção no mercado interno e assim contrata uma *performance* de exportação para liquidar o seu contrato de crédito à exportação.

Adicionalmente, o mercado de *performances* de exportação permite que uma empresa não exportadora tenha acesso ao crédito à exportação. Nesse caso, o ACC e o PA se desviam de seu propósito de financiar a exportação e podem servir como instrumento de *carry trade* para empresas não exportadoras. Sobre esse mercado, Blumenschein e Leon (2002) argumentam:

“(...) as condições de funcionamento do mecanismo de ACC/ACE permitem a compra de *performance* de exportação entre companhias, e isso tem atraído a demanda de empresas que não operam no comércio exterior, ocasionando um desvio considerável de recursos para atividades não-exportadoras.”
(BLUMENSCHIN e LEON, 2002: 189)

4. EVIDENCIAS A PARTIR DE UM MODELO VAR

Com base na argumentação da seção anterior, essa seção tem como objetivo estimar, por meio de um modelo de vetores autoregressivos, os determinantes do crédito à exportação. Em particular, buscam-se evidências empíricas de como o volume de crédito à exportação reage à variação das exportações, do diferencial de juros e da taxa de câmbio. A escolha da metodologia dos Vetores Auto-Regressivos (VAR) deve-se ao fato da mesma permitir analisar a inter-relação entre todas as variáveis e seus impactos dinâmicos de choques sobre a variável estudada; o crédito à exportação. Assim, o modelo VAR nada mais é que um conjunto de equações em que as variáveis endógenas são colocadas como funções das demais e de suas próprias defasagens.

4.1. Base de dados e variáveis do modelo

O modelo utiliza quatro variáveis cujas séries temporais de dados mensais estão disponíveis no Banco Central do Brasil, totalizando 141 observações no período que vai de janeiro de 2003 a setembro de 2014⁷. A primeira variável (ACCPA) refere-se ao volume de contratação de crédito à exportação e constitui a soma de duas séries de dados: Adiantamento de Contratos de Câmbio e Pagamento Antecipado, ambas em milhões de dólares. A segunda variável (X) é o volume de exportações, em milhões de dólares. A terceira variável representa a diferença entre a taxa de juros do ACC - taxa média de juros ao ano - e a taxa de juros doméstica do setor interbancário - taxa de juros do CDI anualizada na base 252 dias. Essa variável busca captar, o efeito de uma possível arbitragem entre as taxas de juros do ACC e do CDI, que constitui um componente da operação de *Carry Trade*, conforme discutido na seção II.3, assim como um possível efeito substituição de crédito de ACC por outras operações de crédito doméstica que tem a taxa CDI como referência.

⁷ A escolha de janeiro de 2003 como ponto de partida para análise empírica justifica-se em função da estabilização de variáveis de macroeconômicas no Brasil e do início de um ciclo exportador onde o crédito à exportação passa a ganhar relevância.

Por fim, a última variável do modelo é a média móvel de 12 meses do índice da taxa de câmbio real (base 100 para junho de 1994) entre a moeda brasileira e o dólar americano também calculado pelo Banco Central. Essa variável permitirá identificar como o crédito à exportação reage às variações do câmbio real. Controlados o efeito das demais variáveis, o impacto positivo de uma depreciação da taxa de câmbio real sobre o crédito a exportação pode indicar que os exportadores aumentam a demanda por crédito à exportação diante de uma melhora nos termos de troca, enquanto um efeito negativo pode indicar a relevância de uma demanda especulativa por crédito à exportação, conforme tratado na seção II.2⁸.

Essas variáveis, cujas estatísticas descritivas estão apresentadas na tabela 1, foram tratadas em seus logaritmos, de forma a facilitar a interpretação dos resultados e são representadas no modelo conforme a tabela 2.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis não-logarítmicas.

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Amostras
ACCPA	6505,07	6162	20158	2174	2396,9	141
X	14567,41	14081,69	26158,51	4811,18	5339,87	141
DIFJUROS	7,78	6,69	20,32	1,84	4,21	141
CAMBIO	99,51	92,32	148,62	73,84	22	141

Fonte: Dados: SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Tabela 2: Descrição das variáveis do modelo

LACCPA	Logaritmo das Operações de A
LX	Logaritmo das Exportações
LDIFJUROS	Logaritmo do Diferencial de Ju
LCAMBIO	Logaritmo da média móvel (12 meses) da taxa de câmbio real

Fonte: Elaboração Própria.

⁸ A opção pelo uso de uma média móvel de 12 meses justifica-se pelo objetivo de captar os movimentos mais consistentes da taxa de câmbio em detrimento da volatilidade de curto prazo.

4.2. Estacionariedade

A identificação da ordem de integração das séries temporais assume grande relevância não só por permitir determinar se essa possui raiz unitária ou se é estacionária, evitando assim a possibilidade de se obter um relacionamento espúrio entre as séries temporais, como também por possibilitar verificar se as mesmas podem ser utilizadas para a realização dos testes de cointegração. A cointegração é um procedimento multivariado adequado para tratar séries de tempo quando há necessidade de se considerar tendências estocásticas nas séries, porque resulta em equação relacional das grandezas em nível (COSTA, 2008).

A crítica econômica realizada aos testes de raiz unitária que se propõem a verificar a estacionariedade de séries econômicas mostra que, por vezes, séries estacionárias são julgadas erroneamente como não estacionárias. Isso ocorreria porque, quando há quebras estruturais, as estatísticas do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) acabam viesadas, podendo não rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade. No caso, há a percepção de dois períodos com médias diferentes, por exemplo. Assim, o teste tende a não rejeitar a hipótese de não estacionariedade mesmo quando a série é estacionária em seus dois períodos.

Nestes casos, os mais indicados são os testes de raiz unitária com quebras estruturais desenvolvidos por Perron (1988 e 1994) e Franses e Haldrup (1993)⁹. Conforme descrito por Perron (1989) e aplicado nos testes do *software* utilizado neste trabalho (Eviews9), o teste de raiz unitária pode ser realizado para quatro tipos de modelo com quebra estrutural em um determinado período do tempo: modelos sem tendência com quebra no intercepto, modelos com tendência e com quebra no intercepto, modelos com quebra na tendência e, por fim, modelos com quebra na tendência e no intercepto ao mesmo tempo.

⁹ O modelo desenvolvido por Perron (1988) possibilita a avaliação de dois períodos por meio da introdução de uma *dummy*, como será observado a seguir. Até agora, em relação ao processo de construção dos modelos que contêm análise de intervenção, supôs-se que o momento exato para a aplicação da intervenção fosse conhecido. Entretanto, em determinadas situações o exato momento da intervenção não é conhecido *a priori*.

Além disso, é possível considerar dois tipos de dinâmicas na quebra estrutural, lembrando que a hipótese nula permanece como sendo aquela de que a série é não estacionária, ou seja, a de que a série possui uma raiz unitária. O primeiro modelo de tratamento de quebra ou *outlier* é conhecido por *innovational outlier*, e se assume que a quebra ocorre gradualmente seguindo a mesma trajetória de uma inovação. No processo de correção é introduzida uma *dummy* conhecida como *step*, que assume valor igual a 0 antes da ocorrência do evento e valor igual a 1 no período posterior à ocorrência do evento.

Já o segundo modelo de tratamento da quebra é conhecido por *additive outlier* e se assume que a quebra ocorre de maneira imediata, abrupta. A correção é feita pela introdução de uma *dummy* denominada *pulse*. Essa intervenção é abrupta e possibilita que se assumam um valor 1 no momento da ocorrência estudada e valor igual a 0 para a avaliação do resto da série.

Das séries estudadas, apenas LDIFJUROS precisou ser diferenciada (tabela 3). Sobre LACCPA, LX e LDIFJUROS, julgou-se pelo gráfico que essas séries têm tendência e intercepto e apresentam características de quebra estrutural no intercepto e na tendência do tipo *additive outlier*¹⁰. Para LCAMBIO, julgou-se que a quebra estrutural apenas atingia a tendência e não o intercepto da série estudada. Já para a primeira diferença da variável LDIFJUROS - DLDIFJUROS - não se observou tendência para série, tendo a quebra atingido a variável apenas em seu intercepto e de maneira imediata.

Uma vez que testada a estacionariedade destas séries, as estimativas dos parâmetros do modelo VAR podem ser consistentemente estimadas por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Na tabela 3 podem ser verificados os resultados dos testes.

Tabela 3: Teste de estacionariedade das séries estudadas.

¹⁰ Como observado nas figuras A1, A2 e A3 do apêndice técnico.

Variável	Intercepto (I)	Tendência (T)	Break	Choque	Estatística T **	Estacionária	Lags
LACCPA	x	x	I+T	AO	-8,08	Sim	-
LX	x	x	I+T	AO	-5,42	Sim	-
LDIFJUROS	x	x	I+T	AO	-2,64	Não	-
DLDFJUROS	x	-	I	AO	-14,14	Sim	-
LCAMBIO	x	x	T	AO	-4,71	Sim	1

**Para 5% de confiança, a t-statistic é -4.363511.

Fonte: Elaboração própria

4.3. Ordem do VAR, autocorrelação dos erros e estabilidade

Após a verificação da estacionariedade das séries estudadas, concluiu-se que o modelo a ser utilizado é um VAR irrestrito, não sendo necessária a aplicação do teste de cointegração de Johansen, uma vez que as séries do modelo não possuem a mesma ordem de integração. Já o indicativo da ordem do modelo VAR estimado é apontado por meio dos critérios de informação. Os critérios de informação usados, cujos testes estão disponíveis no apêndice técnico, são: LR, FPE, AIC, SC e HQ¹¹. Na análise dos critérios individualmente, determina-se o número ótimo de defasagens do VAR tomando-se aquela defasagem que está associada ao menor valor do critério em questão. Quando se utilizam conjuntamente vários métodos de informação, a literatura recomenda que se escolha aquela defasagem que a maioria dos métodos aponta como sendo mais adequada.

Inicialmente, os dados foram modelados conforme a maioria dos resultados dos testes que indicam a ordem a ser utilizada. Entretanto, os testes de autocorrelação residual - Portmanteau e LM - indicaram que o modelo com apenas 2 defasagens precisava ser corrigido. O número de defasagens foi aumentado e se chegou a um modelo VAR de ordem 4. Nesse caso, os testes de LM e de Portmanteau corroboram a inexistência de correlação serial dentro da especificação de ordem 4 que também é elencada como escolha ótima por um dos critérios de escolha de ordem, no caso, o LR. Os resultados do modelo mostram que não se pode rejeitar a hipótese nula de não correlações das

¹¹ LR: *sequential modified LR test statistic*; FPE: *Final prediction error*; AIC: *Akaike information criterion*; SC: *Schwarz information criterion*; HQ: *Hannan-Quinn information criterion*.

defasagens apontadas a 5%¹². Ademais, verifica-se a que todas as raízes do polinômio característico e seus módulos são inferiores à unidade¹³. Isso permite concluir que o modelo se enquadra nas condições de estabilidade.

O teste de normalidade dos resíduos¹⁴, resultante da estatística produzida pela ortogonalização de Cholesky, mostra que no quesito assimetria, as variáveis LACCPA e DLDIFJUROS não apresentaram comportamento normal. O teste conjunto sob o coeficiente de assimetria também apontou rejeição da hipótese nula de normalidade. Os testes individuais para os componentes rejeitam a normalidade para a análise da curtose também para as mesmas variáveis. O teste em conjunto também rejeita que os resíduos não têm um padrão de distribuição normal. O terceiro conjunto de testes fundamentado no teste de Jarque-Bera reforça os resultados apontados. Apesar da normalidade dos erros não estar garantida, essa não configura uma condição fundamental a realização do VAR, apenas daria mais segurança aos testes de hipótese dos coeficientes¹⁵. Ademais, é comum verificar a não normalidade dos erros na literatura macroeconômica envolvam instrumentos de política monetária, como em Minella (2003), Luporini (2008), Costa (2008) e Diniz *et al.* (2013).

4.4. Causalidade de Granger e ordenamento das variáveis do modelo

Os testes de Wald para bloco de variáveis permitem verificar a causalidade no sentido de Granger das variáveis estudadas individualmente e em bloco. Para a verificação das variáveis incorporadas no modelo, assim como aponta Enders (2015), o teste de Wald mostra que, em conjunto, as variáveis

¹² O teste de Portmaneau, que verifica a autocorrelação residual, tem como hipótese nula a não existência de autocorrelação não contemporânea até a defasagem h . A tabela A7 do apêndice técnico mostra que o teste de Portmanteu não rejeitou a hipótese nula de não autocorrelação dos erros nas defasagens apontadas no modelo VAR de ordem 4. O teste LM de correlação residual é baseado em uma estatística χ^2 , sendo sua hipótese nula a de não correlação serial de ordem 1. Os resultados do teste LM de autocorrelação dos erros podem ser verificados na tabela A8 do apêndice técnico.

¹³ Ver figura A6 do apêndice técnico.

¹⁴ Ver tabela A9 do apêndice técnico.

¹⁵ Para corrigir o modelo, seria possível a inclusão de *dummies* que capturassem os efeitos de *outliers*. Entretanto, não se julgou a intervenção como adequada ao trabalho, que ansiou por capturar o efeito das variáveis interrelacionadas e seu efeito sobre a variável LCAMBIO em todo seu período.

LX, DLDIFJUROS e LCAMBIO Granger-causam a variável LACCPA¹⁶. Ou seja, esses resultados apontam que as variáveis incorporadas no modelo são relevantes para explicar o crédito à exportação. A hipótese nula envolvida no teste indica que a variável menos endógena é o DLDIFJUROS, seguida por LCAMBIO. Isso porque, não há indícios que elas são causadas por nenhuma das outras variáveis individualmente com 5% de confiança. Seguindo a análise por grau de exogeneidade, temos LACCPA e LX, Granger-causada por DLDIFJUROS E LCAMBIO e pelas três variáveis em conjunto a 5% de confiança.

Entretanto, há outros testes de causalidade de Granger que inter-relacionam as variáveis estudadas e podem levar em consideração o número de defasagens utilizado no VAR estimado. A hipótese nula, nesse caso, seria a de que a variável estudada não Granger-causa uma segunda variável. Logo, a rejeição aponta indícios de que uma variável causa no sentido de Granger a segunda. Para o teste com 4 defasagens, a variável mais endógena é LACCPA, uma vez que o teste revela que há indícios que levam a rejeição da hipótese nula para as variáveis LX e LCAMBIO para análise com 5% de confiança¹⁷. Em seguida, teríamos a variável LX, que seria Granger-causada por LCAMBIO e DLDIFJUROS. Logo, a variável com menor relação no sentido de Granger-causalidade com as outras analisadas seria DLDIFJUROS, seguida por LCAMBIO.

Para o ordenamento da variável menos endógena para a variável mais endógena, usar-se-á o que foi observado na segunda bateria de testes¹⁸, contrariando o tradicional teste de exogeneidade fraca que se utiliza no ordenamento de Cholesky. Isso porque, o ordenamento utilizado também está de acordo com o observado na teoria macroeconômica, defendido por Cavalcanti (2010). Segundo o autor, seria equivocado utilizar o tradicional método para ordenamento de Cholesky como é usualmente feito, sem considerar um possível ordenamento segundo os pressupostos da teoria econômica.

Na montagem da função impulso-resposta e observação da decomposição da variância dos erros, adotou-se a seguinte ordem de menor endogeneidade:

¹⁶ Ver tabela A10 do apêndice técnico.

¹⁷ Ver a tabela A11 do apêndice técnico.

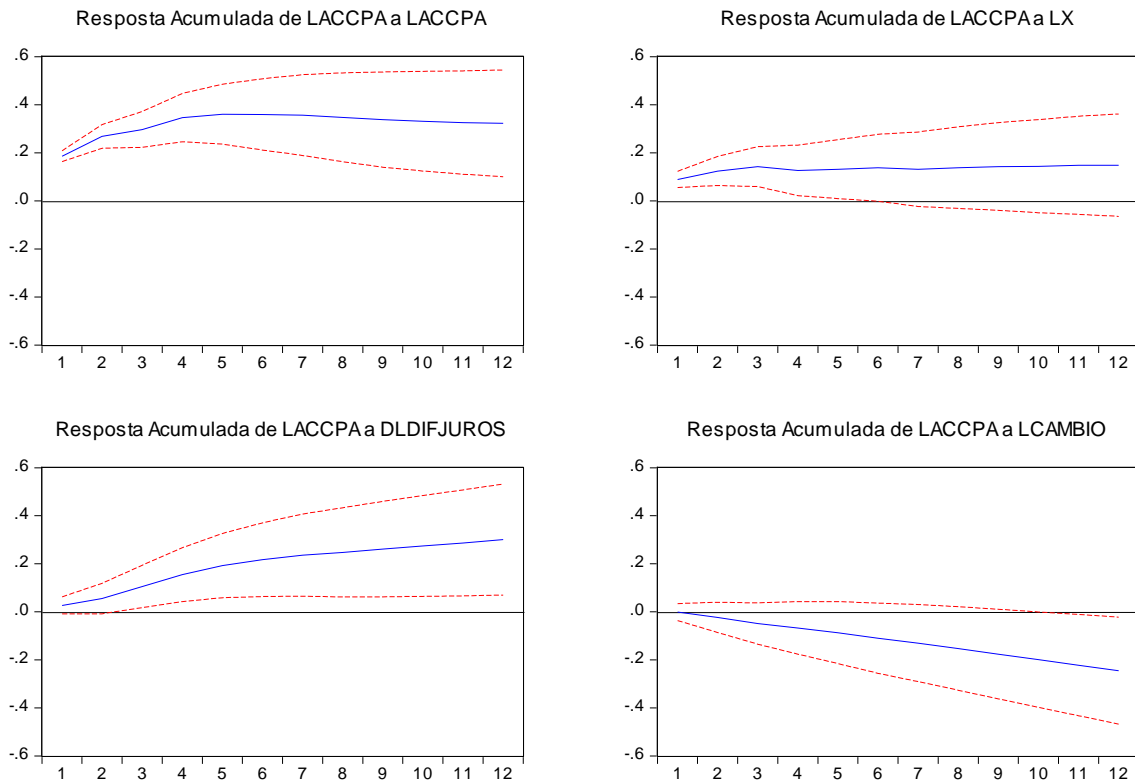
¹⁸ Tabela A11 do apêndice técnico.

DLDIFJUROS, LCAMBIO, LX, LACCPA. Esse ordenamento considera que o câmbio depende do diferencial de juros, bem como as exportações dependeriam do câmbio e dos juros, e os instrumentos de crédito à exportação dependeriam do resto - como discutido na subseção anterior deste trabalho.

4.5. Função Impulso-Resposta e decomposição da variância dos erros

A partir do modelo VAR ajustado, pode-se analisar o comportamento individual das variáveis endógenas quando se efetua um choque aleatório de intensidade padrão para cada variável. A figura 5 mostra a resposta acumulada da variável LACCPA ao choque de um desvio padrão nas demais variáveis. Nota-se, como esperado, que essa variável reage positivamente ao aumento das exportações assim como à variação do diferencial de juros entre a taxa de juros do ACC e a taxa CDI. No último caso, há dois possíveis fatores explicativos, o primeiro decorre do efeito substituição: quando aumenta o diferencial de juros, os exportadores substituem os instrumentos de crédito tradicionais pelas operações de crédito à exportação. Já o segundo possível fator explicativo é a busca por rentabilidade, nesse caso, o aumento do diferencial de juros estimula as captações por meio de crédito à exportação para aplicações domésticas referenciadas em juros internos, conforme discutido na seção II.2.

Figura 5: Resposta acumulada do crédito à exportação a um choque de 1 desvio padrão das variáveis do modelo



Fonte: Elaboração própria.

Conforme discutido anteriormente, um possível efeito esperado de uma desvalorização da taxa de câmbio real nas contratações de crédito à exportação é de aumento das contratações. No entanto, a função impulso resposta indica o efeito contrário, isto é, um choque positivo na taxa de câmbio, de aumento da cotação real/dólar, reduz o volume de crédito à exportação. Logo, a hipótese explicativa é que a variação da taxa de câmbio induz os exportadores a antecipar as receitas em reais e assumir dívida em moeda estrangeira por meio do crédito à exportação. Assim, um choque negativo na taxa de câmbio real/dólar (apreciação cambial) induz aumentos nas contratações de crédito à exportação, possivelmente por conta de expectativas de ganhos futuros com a apreciação da taxa de câmbio. Nesse contexto, a análise da resposta do crédito à exportação à taxa de câmbio está de acordo com a hipótese de que há uma demanda especulativa relevante pelo crédito à exportação no Brasil cujo objetivo é obter ganhos com a apreciação cambial.

Na tabela 4 abaixo, que mostra a decomposição da variância dos erros para períodos selecionados, observa-se que enquanto a variável LX responde

por 14,12% da variância dos erros do VAR estimado no 12º mês, já a variável DLDIFJUROS e a variável LCAMBIO respondem por 13,89% e 7,81%, respectivamente.

Tabela 4: Decomposição da variância dos erros.

Período	LACCPA	LX	DLDIFJUROS	LCAMBIO
1	80,02%	18,32%	1,66%	0,00%
5	69,61%	15,14%	12,32%	2,93%
10	65,50%	14,41%	13,65%	6,45%
12	64,18%	14,12%	13,89%	7,81%

Fonte: Elaboração própria.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse artigo buscou analisar os determinantes do crédito privado à exportação no Brasil no período nos anos 2003 a 2014. Essa análise, que faz uso de um modelo VAR, corrobora a hipótese de que a demanda desses instrumentos para fins financeiros é relevante no período estudado. A análise da função impulso resposta do modelo aponta que o volume de crédito à exportação reage positivamente ao aumento no diferencial de juros e à apreciação cambial o que indica o uso desses instrumentos para as operações especulativas de *carry trade*. Nessas operações as empresas usam os instrumentos de crédito à exportação para se endividar em moeda estrangeira a uma taxa de juros mais baixa e aplicam os recursos em moeda nacional, e assim ganham com diferencial de juros e ficam sujeitas ao risco cambial.

BIBLIOGRAFIA

BLUCHMEINSTEIN, F. L.; LEON, F. L. L.; Uma análise do desempenho e da segmentação do sistema de crédito à exportação no Brasil. *In: Desafio às exportações*. Rio de Janeiro: BNDES, 2002.

CAVALCANTI, M. A. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Revista Economia Aplicada*, Vol. 14, Nº 02, 2010.

COSTA, S. M.A. Qualidade do instrumento de política monetária e hipótese de dominância fiscal brasileira. *XXX Encontro de econometria*, 2008.

CATERMOL, F. Agências de Crédito à Exportação: O Papel de Instituições Oficiais no Apoio à Inserção Internacional de Empresas. *Revista do BNDES*, Rio De Janeiro, v. 15, n. 30, p. 5-38, 2008.

_____. BNDES-Exim: 15 anos de apoio às exportações brasileiras. Rio de Janeiro: *Revista do BNDES*, V. 12, N. 24,, 2005.

DINIZ, A. *et al.* Custos fiscais da política monetária: os efeitos indiretos de um choque de juros sobre a dívida líquida do setor público, *Anais do XLI Encontro Nacional de Economia da ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia*, 2014.

ENDERS, W. *Applied econometric time series. University of Alabama, Wiley, 4ª edição*, 2015.

FRANSES, Philip Hans; HALDRUP, Niels (1993). The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. Florence: European University Institute, 24p. (EUI Working Paper ECO, n. 93/16).

GALETTI, J. HIRATUKA, C. Financiamento às exportações: uma avaliação dos impactos dos programas públicos brasileiros. *Revista Econômica. Contemporânea* ., Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p. 494-516, set-dez/2013.

LUPORINI, V. *The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis*. *Estudos Econômicos*, v. 38, n. 1, p. 7-30, 2008.

MINELLA, A. *Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation*. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 3, p. 605-35, 2003.

MOREIRA, H. C.; PANARIELLO, M. Os incentivos às exportações brasileiras: 1990 a 2004. Brasília:: CEPAL. Escritório no Brasil/IPEA, 2009.

MOREIRA, S. V, TOMICH, F.; RODRIGUES, M. G. Proex e BNDES-Exim: construindo o futuro. *Texto para Discussao*, IPEA, n. 1156, 2006.

PEREIRA, R. MACIENTE, A. N. Impactos dos Mecanismos de Financiamento (ACC e ACE) sobre a Rentabilidade das Exportações Brasileiras Brasília, 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, Chicago, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1988

_____. Useful modifications to unit root tests with dependent errors and cointegration, *Review of Economic Studies*, Oxford, n. 63, p. 435-463, Jul.1994.

_____. *The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis*. *Econometrica*, *Econometric society*, vol 57(6), 1989.

RESENDE, M.F, et al. Instrumentos de apoio às exportações e taxas múltiplas de câmbio no Brasil, *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 23, n. 1 (50), p. 107-129, abr. 2014.

ROSSI, P. Política cambial no Brasil: um esquema analítico, *Revista de Economia Pol.tica*, vol. 35, n. 4 (141), pp. 708-727, outubro-dezembro/2015

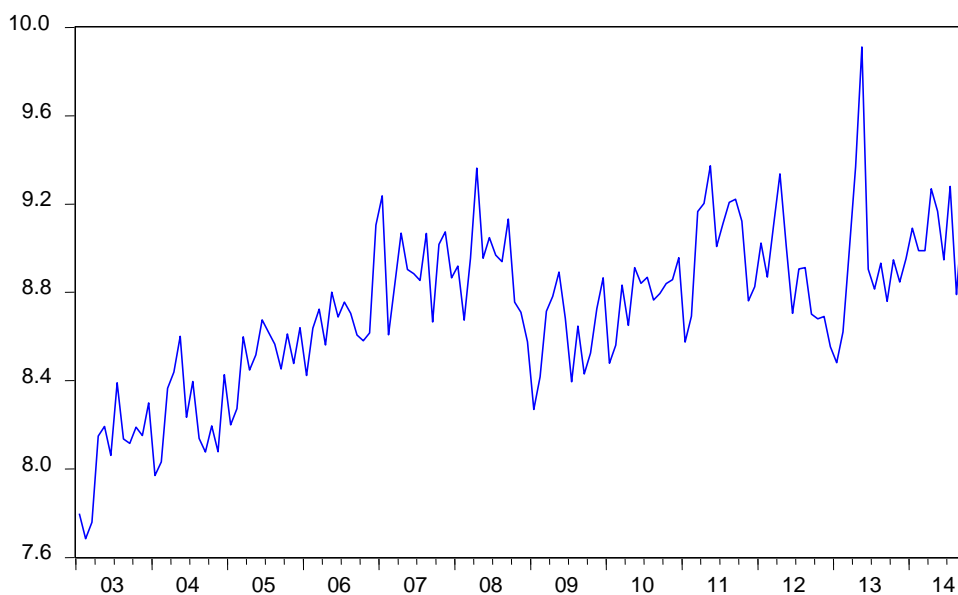
_____ PRATES, D. Financiamento às exportações no Brasil, *Análise Econômica*, ano 31 n.59, março, 2013.

VEIGAS, P. M.; IGLESIAS, R. A política de financiamento à exportação no Brasil. Brasília: REDIPEA/BID, 2000.

APENDICE TÉCNICO

Figura A1: Gráfico da variável LACCPA

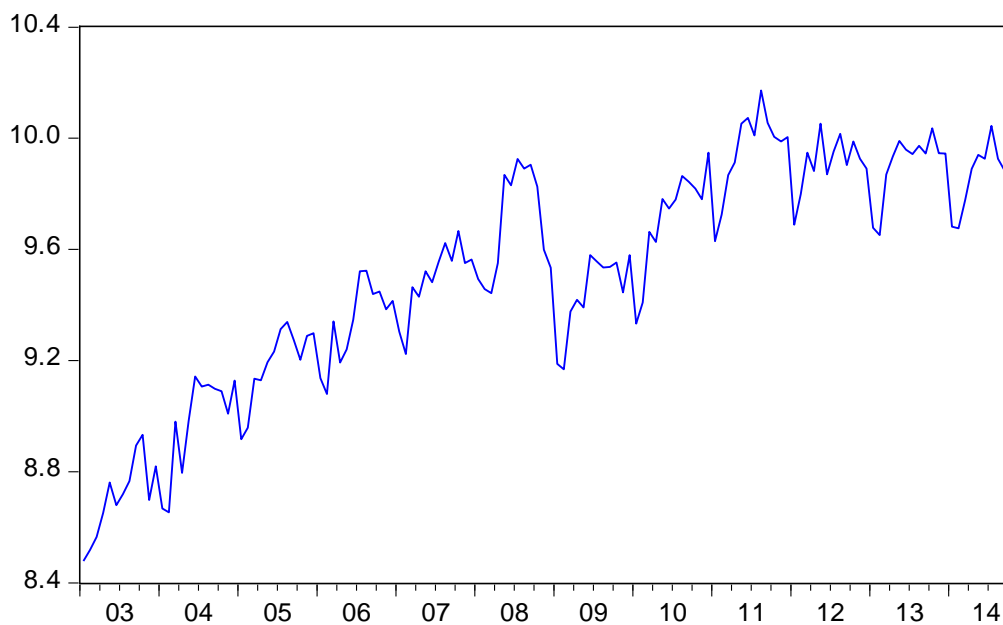
LACCP



Fonte: Elaboração própria.

Figura A2: Gráfico da variável LX

LX



Fonte: Elaboração própria.

Figura A3: Gráfico variável LDIFJUROS

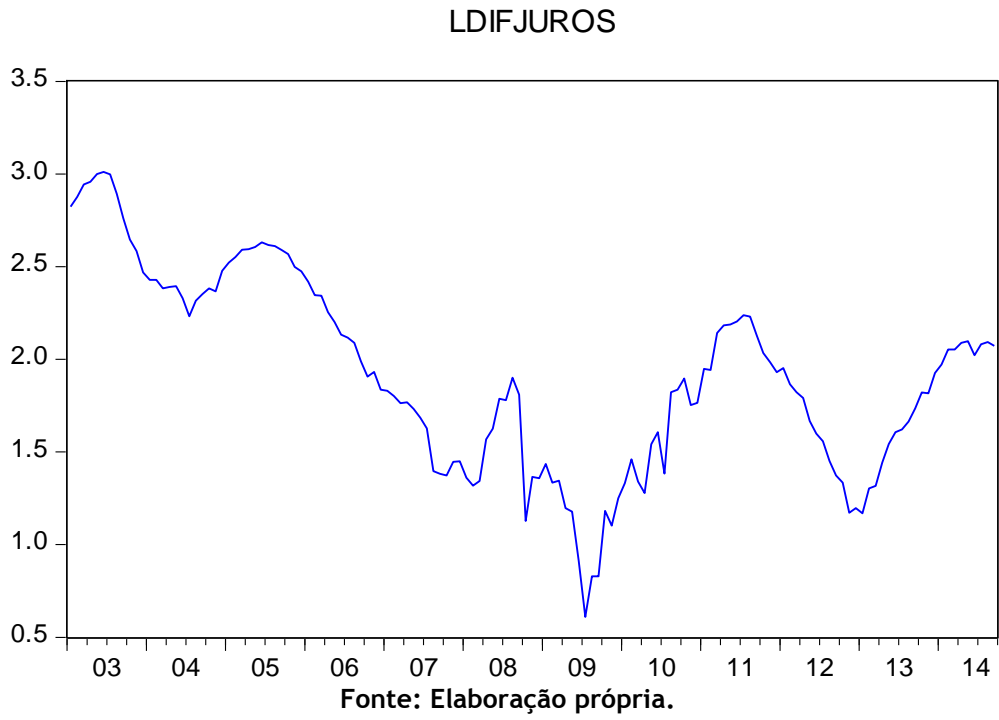


Figura A4: Gráfico da variável DLDIFJUROS

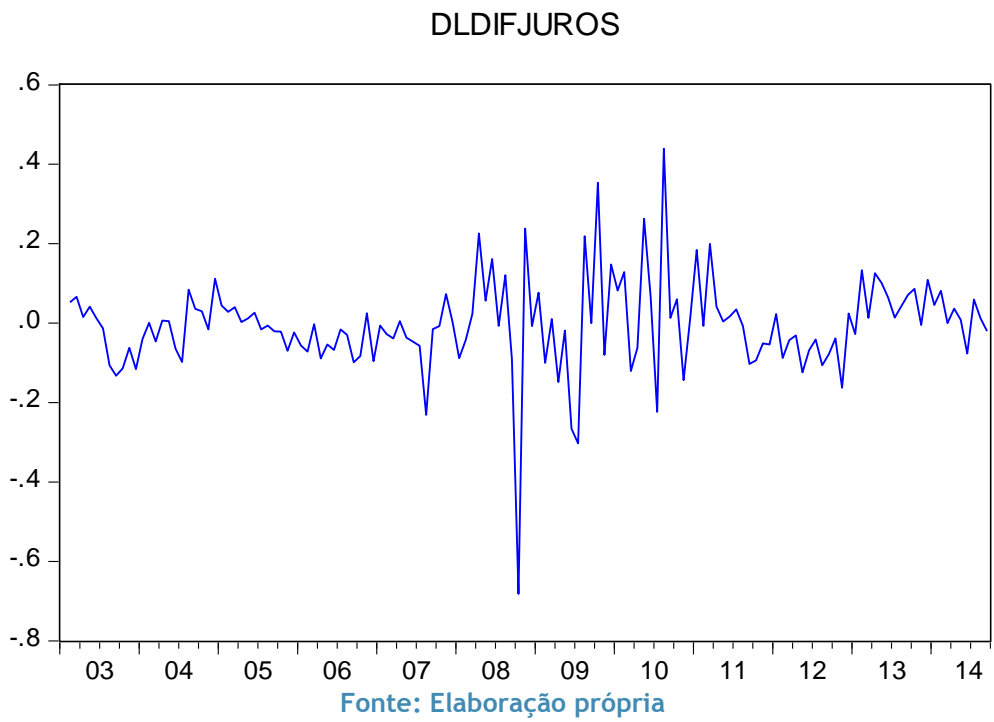
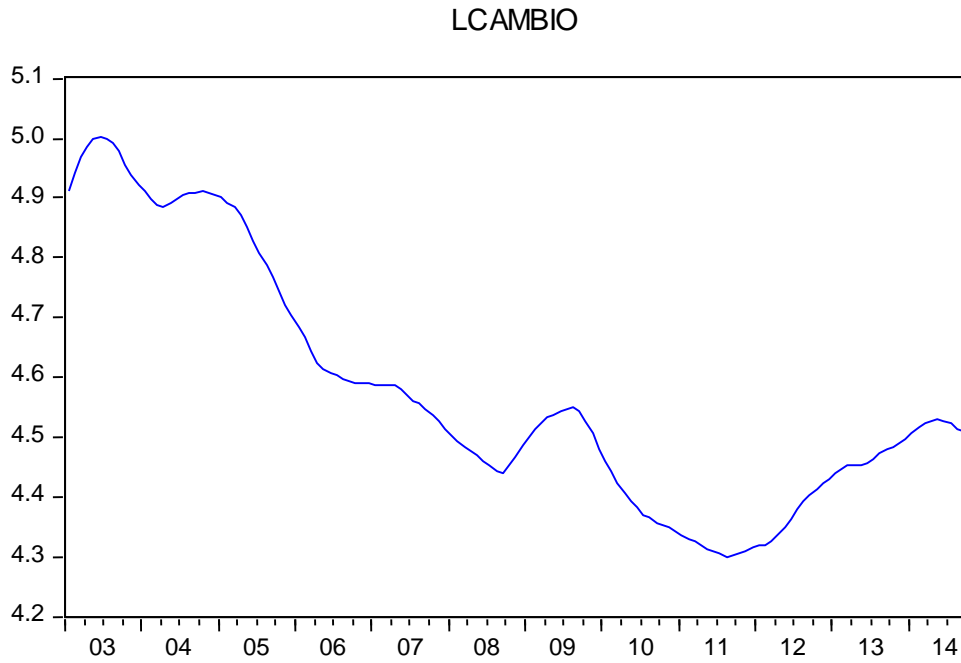
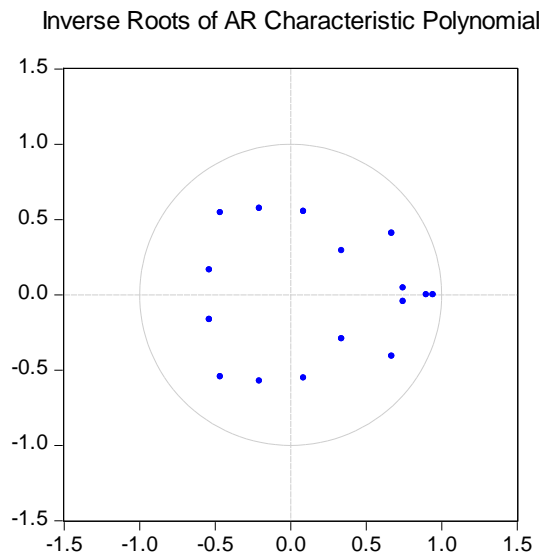


Figura A5: variável LCAMBIO



Fonte: Elaboração própria

Figura A6: Raízes do polinômio característico no círculo unitário.



Fonte: Elaboração própria.

Tabela A1: Teste de Estacionariedade LACCPA

Null Hypothesis: LACCPA has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend and intercept
Break Type: Additive outlier

Break Date: 2008M10
Break Selection: Maximize intercept & trend break F-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.085655	< 0.01
Test critical values: 1% level	-5.149700	
5% level	-4.610558	
10% level	-4.307327	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/15 Time: 02:41
Sample (adjusted): 2003M02 2014M09
Included observations: 140 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.360518	0.079088	4.558414	0.0000
BREAKDUM	0.107305	0.194400	0.551981	0.5819
R-squared	0.132591	Mean dependent var		0.001327
Adjusted R-squared	0.126306	S.D. dependent var		0.207977
S.E. of regression	0.194399	Akaike info criterion		-0.423625
Sum squared resid	5.215154	Schwarz criterion		-0.381602
Log likelihood	31.65377	Hannan-Quinn criter.		-0.406548
Durbin-Watson stat	1.946592			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A2: Teste de Estacionariedade LX

Null Hypothesis: LX has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend and intercept
Break Type: Additive outlier

Break Date: 2008M11
Break Selection: Maximize intercept & trend break F-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.422995	< 0.01
Test critical values: 1% level	-5.149700	
5% level	-4.610558	
10% level	-4.307327	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/15 Time: 06:56
Sample (adjusted): 2003M02 2014M09
Included observations: 140 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.649597	0.064614	10.05344	0.0000
BREAKDUM	0.051388	0.109309	0.470116	0.6390
R-squared	0.423613	Mean dependent var		0.001196
Adjusted R-squared	0.419436	S.D. dependent var		0.143447
S.E. of regression	0.109299	Akaike info criterion		-1.575280
Sum squared resid	1.648579	Schwarz criterion		-1.533257
Log likelihood	112.2696	Hannan-Quinn criter.		-1.558203
Durbin-Watson stat	2.080976			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A3: Teste de estacionariedade LDIFJUROS

Null Hypothesis: LDIFJUROS has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend and intercept
Break Type: Additive outlier

Break Date: 2010M05
Break Selection: Maximize intercept & trend break F-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.639863	0.8474
Test critical values:		
1% level	-5.149700	
5% level	-4.610558	
10% level	-4.307327	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/01/15 Time: 03:43
Sample (adjusted): 2003M02 2014M09
Included observations: 140 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.900420	0.037722	23.87015	0.0000
BREAKDUM	-0.491212	0.113072	-4.344246	0.0000
R-squared	0.806465	Mean dependent var		0.000966
Adjusted R-squared	0.805063	S.D. dependent var		0.255148
S.E. of regression	0.112652	Akaike info criterion		-1.514845
Sum squared resid	1.751283	Schwarz criterion		-1.472822
Log likelihood	108.0392	Hannan-Quinn criter.		-1.497768
Durbin-Watson stat	1.936045			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A4: Teste de estacionariedade DLDIFJUROS.

Null Hypothesis: DLDIFJUROS has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Additive outlier

Break Date: 2008M10
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.13670	< 0.01
Test critical values: 1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/01/15 Time: 03:38
Sample (adjusted): 2003M03 2014M09
Included observations: 139 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.047981	0.074132	-0.647241	0.5186
BREAKDUM	-0.689048	0.102658	-6.712087	0.0000
R-squared	0.247780	Mean dependent var		-0.000486
Adjusted R-squared	0.242289	S.D. dependent var		0.117758
S.E. of regression	0.102504	Akaike info criterion		-1.703547
Sum squared resid	1.439467	Schwarz criterion		-1.661324
Log likelihood	120.3965	Hannan-Quinn criter.		-1.686389
Durbin-Watson stat	1.788365			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A5: Teste de estacionariedade LCAMBIO

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Trend Specification: Trend and intercept
 Break Specification: Trend only
 Break Type: Additive outlier

Break Date: 2009M12
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 1 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.706135	0.0189
Test critical values: 1% level	-4.909873	
5% level	-4.363511	
10% level	-4.085065	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/01/15 Time: 03:32
 Sample (adjusted): 2003M03 2014M09
 Included observations: 139 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.975168	0.005276	184.8162	0.0000
D(RESID(-1))	0.891944	0.029422	30.31588	0.0000
R-squared	0.996178	Mean dependent var		0.001153
Adjusted R-squared	0.996150	S.D. dependent var		0.062220
S.E. of regression	0.003860	Akaike info criterion		-8.261788
Sum squared resid	0.002042	Schwarz criterion		-8.219566
Log likelihood	576.1943	Hannan-Quinn criter.		-8.244630
Durbin-Watson stat	1.568506			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A6: Teste de critério informação para escolha de ordem.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LACCPA LX DLDIFJUROS LCAMBIC
 Exogenous variables: C
 Date: 08/24/15 Time: 10:46
 Sample: 2003M01 2014M09
 Included observations: 132

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	190.3686	NA	6.98e-07	-2.823767	-2.736409	-2.788269
1	664.5803	912.4983	6.74e-10	-9.766369	-9.329581	-9.588878
2	793.8880	240.9825	1.21e-10*	-11.48315*	-10.69693*	-11.16367*
3	808.1121	25.64636	1.25e-10	-11.45624	-10.32059	-10.99477
4	824.8087	29.09261*	1.24e-10	-11.46680	-9.981718	-10.86333
5	835.8431	18.55789	1.34e-10	-11.39156	-9.557052	-10.64610
6	845.1827	15.14142	1.50e-10	-11.29065	-9.106706	-10.40319
7	859.9240	23.00535	1.54e-10	-11.27158	-8.738204	-10.24213
8	871.8203	17.84457	1.66e-10	-11.20940	-8.326597	-10.03796

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A7: Teste de Portmanteau para autocorrelação serial dos resíduos.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 08/24/15 Time: 10:46
 Sample: 2003M01 2014M09
 Included observations: 136

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.483748	NA*	1.494739	NA*	NA*
2	3.701191	NA*	3.745278	NA*	NA*
3	7.036100	NA*	7.155411	NA*	NA*
4	14.11246	NA*	14.44620	NA*	NA*
5	33.24776	0.2679	34.31186	0.2280	29
6	45.32139	0.4585	46.94274	0.3928	45
7	61.49144	0.4583	63.99023	0.3720	61
8	80.47074	0.3710	84.15574	0.2699	77
9	93.53470	0.4649	98.14549	0.3375	93
10	108.6309	0.4920	114.4398	0.3418	109
11	119.2696	0.6277	126.0148	0.4577	125

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A8: Teste LM para autocorrelação dos resíduos.

VAR Residual Serial Correlation LM
Tests
Null Hypothesis: no serial correlation
at lag order h
Date: 08/24/15 Time: 10:47
Sample: 2003M01 2014M09
Included observations: 136

Lags	LM-Stat	Prob
1	20.17786	0.2123
2	14.34583	0.5730
3	15.07106	0.5194
4	17.19639	0.3730
5	20.33376	0.2056
6	12.51941	0.7075
7	17.36579	0.3623
8	20.44485	0.2008
9	13.94502	0.6028
10	15.67905	0.4756
11	11.16510	0.7992

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A9: Teste de normalidade dos resíduos.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 08/24/15 Time: 13:57
 Sample: 2003M01 2014M09
 Included observations: 136

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.510666	5.911010	1	0.0150
2	-0.348087	2.746401	1	0.0975
3	-0.821895	15.31160	1	0.0001
4	0.309473	2.170862	1	0.1406
Joint		26.13987	4	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.212402	8.329537	1	0.0039
2	3.390279	0.863133	1	0.3529
3	11.42383	402.1121	1	0.0000
4	3.581795	1.918083	1	0.1661
Joint		413.2229	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	14.24055	2	0.0008
2	3.609534	2	0.1645
3	417.4237	2	0.0000
4	4.088945	2	0.1294
Joint	439.3628	8	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A10: Teste exogeneidade fraca de Wald.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 08/24/15 Time: 14:11

Sample: 2003M01 2014M09

Included observations: 136

Dependent variable: LACCPA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LX	5.820484	4	0.2130
DLDIFJUROS	4.367844	4	0.3585
LCAMBIO	7.291661	4	0.1213
All	25.24035	12	0.0137

Dependent variable: LX

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LACCPA	5.225222	4	0.2650
DLDIFJUROS	14.33334	4	0.0063
LCAMBIO	15.85462	4	0.0032
All	35.44139	12	0.0004

Dependent variable: DLDIFJUROS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LACCPA	4.702768	4	0.3192
LX	3.285510	4	0.5112
LCAMBIO	3.251544	4	0.5166
All	9.016871	12	0.7015

Dependent variable: LCAMBIO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LACCPA	4.132419	4	0.3884
LX	2.483630	4	0.6476
DLDIFJUROS	4.788104	4	0.3097
All	11.95589	12	0.4492

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A11: Teste de causalidade de Granger.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 08/24/15 Time: 14:10

Sample: 2003M01 2014M09

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LX does not Granger Cause LACCPA	137	2.98717	0.0214
LACCPA does not Granger Cause LX		1.98417	0.1008
DLDIFJUROS does not Granger Cause LACCPA	136	1.72104	0.1493
LACCPA does not Granger Cause DLDIFJUROS		0.14254	0.9660
LCAMBIO does not Granger Cause LACCPA	137	3.74462	0.0065
LACCPA does not Granger Cause LCAMBIO		1.39172	0.2405
DLDIFJUROS does not Granger Cause LX	136	2.57400	0.0408
LX does not Granger Cause DLDIFJUROS		0.28087	0.8899
LCAMBIO does not Granger Cause LX	137	3.66353	0.0074
LX does not Granger Cause LCAMBIO		0.53357	0.7113
LCAMBIO does not Granger Cause DLDIFJUROS	136	0.78632	0.5361
DLDIFJUROS does not Granger Cause LCAMBIO		1.26167	0.2886

Fonte: Elaboração própria.