

Taxa de Câmbio e Preços de *Commodities*: Uma Investigação sobre a Hipótese da Doença Holandesa no Brasil

Michele Polline Veríssimo

*Professora do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IEUFU),
Brasil*

Clésio Lourenço Xavier

*Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IEUFU) e
Pesquisador Bolsista de Produtividade do CNPq, Brasil*

Flávio Vilela Vieira

*Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IEUFU) e
Pesquisador Bolsista de Produtividade do CNPq, Brasil*

Resumo

Este trabalho investiga os sintomas de doença holandesa para o Brasil em termos da influência dos preços das diversas *commodities* exportadas sobre a apreciação da taxa de câmbio nominal e real. Para isso, o trabalho utiliza análise de cointegração e modelos de vetores de correção de erros (VEC). Os resultados apontam que as evidências de *commodity currency* para o período 1995-2009 são fracas, pois muitos dos coeficientes dos preços das *commodities* analisadas são positivos ou não são estatisticamente significantes. No entanto, quando se toma o sub-período 2003-2009, as evidências dos modelos VEC se tornam mais robustas. O trabalho sugere a importância da análise dos efeitos dos preços de *commodities* específicas sobre a taxa de câmbio, pois, quando tomados os preços de alimentos, das matérias-primas e dos minerais (em menor grau), os resultados indicam que tais variáveis parecem contribuir para uma apreciação da taxa de câmbio nominal e real no período recente.

Palavras-chave: Taxa de Câmbio, Preços de *Commodities*, Cointegração, VEC, Brasil

Classificação JEL: F14, F31, C13

Abstract

This paper investigates the Dutch disease symptoms in Brazil in the recent period in terms of the influence of several commodities prices in explaining nominal and real exchange rate appreciation. The paper uses cointegration analysis and vector error correction models (VEC). The results show that the evidence of commodity currency

in the period of 1995-2009 should be viewed with caution since most of the estimated coefficients for commodity prices are positive or not statistically significant. However, when taking the sub-period 2003-2009 the VEC results are more robust in finding evidence of commodity currency. The paper highlights the importance of analyzing the effects of disaggregated commodity prices on nominal and real exchange rate. When using food and raw material prices and to a lesser extent mineral/metal prices, the results indicate that these variables seem to contribute to nominal and real exchange rate appreciation in the recent period.

1. Introdução

A literatura sobre doença holandesa evidencia que países com recursos naturais abundantes, dadas as vantagens comparativas que possuem na produção destes bens, podem apresentar uma especialização na produção de *commodities* em detrimento dos bens manufaturados de maior conteúdo tecnológico. Esta situação pode ocorrer em função de um aumento dos preços das *commodities* exportadas, que encoraja um maior investimento e atrai fatores de produção (trabalho e capital) dos setores manufaturados para o setor de bens intensivos em recursos naturais, o que aumenta a produção deste último setor. Nestes termos, a expansão dos setores baseados em recursos naturais pode causar uma apreciação cambial por dois canais possíveis: o primeiro é derivado do maior fluxo de divisas em função do acréscimo de exportações dos produtos baseados em recursos naturais, e o segundo ocorre por meio do aumento do preço dos bens não-comercializáveis devido ao aumento da demanda interna gerada pelos ganhos de renda no setor de recursos naturais. Em consequência, o setor de bens manufaturados fica prejudicado, pois perde fatores de produção que são deslocados para os setores de bens não-comercializáveis e de bens intensivos em recursos naturais. No final deste processo, os setores de não-comercializáveis e de recursos naturais são ampliados, enquanto o setor de comercializáveis, especialmente a indústria, sofre uma retração (Egert e Leonard 2007).

Diversos trabalhos recentes têm procurado desenvolver modelos de determinação da taxa de câmbio real que consideram o impacto dos preços das *commodities*, principalmente quando se trata de países que têm um peso significativo em termos da participação destes bens no total das suas exportações. Tais países são candidatos naturais a possuir uma *commodity currency*, ou seja, a ter suas taxas reais de câmbio fortemente influenciadas pelo comportamento dos preços internacionais das principais *commodities* que exportam (Fernandez 2003; Hampshire 2008).

A análise da hipótese da doença holandesa para o Brasil deve ser relacionada à discussão sobre o comportamento dos preços internacionais das *commodities*, em

* Recebido em novembro de 2010, aprovado em maio de 2011.

E-mail addresses: michele@ie.ufu.br, clesio@ie.ufu.br, flaviovieira@ufu.br

que o melhor desempenho exportador do país em *commodities* está vinculado ao movimento de alta de preços destes bens, acarretando um efeito direto de aumento do valor exportado e indireto via aumento de *quantum*, ao tornar mais atrativa a remuneração dos exportadores (Prates e Marçal 2008). Sendo assim, os preços mais altos das *commodities* estariam estimulando uma especialização da pauta exportadora na direção destes produtos, elevando a receita de exportações com *commodities* e implicando a manutenção da taxa de câmbio real corrente em níveis inferiores aos que tornariam competitivas as exportações de bens manufaturados intensivos em tecnologia, o que poderia conduzir a uma menor participação da indústria no total exportado pelo país (Bresser-Pereira 2008).

Este trabalho pretende investigar a ocorrência de sintomas de doença holandesa no Brasil pela análise do impacto dos preços internacionais das *commodities* sobre a taxa de câmbio brasileira no período pós-Real. O trabalho se baseia na hipótese de que o contexto de elevação dos preços das *commodities* decorrente de um cenário de elevada liquidez internacional e de expansão da demanda mundial por *commodities* agrícolas, minerais/metálicas e energéticas estaria contribuindo para a configuração de uma taxa de câmbio real brasileira mais apreciada no período 1995-2009, com efeitos mais significativos no sub-período 2003-2009. Para isso, o trabalho se encontra estruturado em quatro seções, além desta Introdução. A Seção 2 apresenta uma rápida revisão dos principais aspectos teóricos e empíricos apontados pela literatura sobre a relação entre preços de *commodities* e taxa de câmbio real para economias exportadoras de produtos baseados em recursos naturais. A Seção 3 descreve o comportamento do mercado de *commodities* no período 1995-2009 e avalia as possíveis inter-relações de indicadores dos preços internacionais das *commodities* geral, energéticas e não-energéticas (alimentos, matérias-primas e minerais) com o movimento do câmbio real observado na economia brasileira. A Seção 4 descreve os modelos econométricos que serão utilizados na tentativa de se encontrar evidências capazes de suportar uma relação positiva entre preços internacionais das *commodities* e apreciação da taxa de câmbio no Brasil no período recente. A Seção 5 apresenta as conclusões do trabalho.

2. Preços de *Commodities* e Taxa de Câmbio: Aspectos Teóricos e Empíricos

O fenômeno da doença holandesa (*Dutch disease*) é definido pela existência de recursos naturais abundantes que geram vantagens comparativas ao país que os possui, levando-o a se especializar na produção destes bens, e não se industrializar ou terminar se desindustrializando (Bresser-Pereira 2008). Assim, este problema se manifesta em países com vantagens ricardianas em bens intensivos em recursos naturais através de um movimento de apreciação da taxa de câmbio real em decorrência da entrada de divisas derivadas das exportações de *commodities*, o que prejudica a competitividade das exportações de bens manufaturados intensivos em tecnologia.

Os primeiros modelos formais sobre doença holandesa foram desenvolvidos por Corden e Neary (1982) e aprimorados por Corden (1984). Tais modelos especificam a existência de três setores na economia: o setor em expansão (recursos naturais), o setor que cresce lentamente (manufaturados) e o setor de não-comercializáveis (serviços). Os preços dos bens intensivos em recursos naturais e dos manufaturados são fixados no mercado internacional e os preços dos bens não-comercializáveis são determinados pela economia doméstica. De acordo com o modelo, uma ampliação do setor em expansão (recursos naturais) pode ocorrer em função de uma mudança favorável na função de produção; da descoberta de novos recursos; e/ou de um aumento exógeno dos preços do produto no mercado internacional.

A ampliação do setor em expansão aumenta a renda agregada dos fatores de produção utilizados neste setor e acarreta dois efeitos principais. O primeiro é o *efeito de gastos*, que ocorre se alguma parte da renda extra do setor em expansão for gasta no setor de não-comercializáveis. Nesta situação, dado o aumento da demanda por bens não-comercializáveis, o preço destes aumenta em relação aos preços dos comercializáveis, causando apreciação da taxa de câmbio real. O segundo é o *efeito deslocamento* dos recursos, que surge do fato de que o setor em expansão requer mais trabalho, e, portanto, aumenta a remuneração do trabalho neste setor. Isto desloca recursos produtivos dos outros setores da economia para o setor em expansão, o que tende a reduzir o produto no setor de comercializáveis (manufaturados) e não-comercializáveis, causando desindustrialização e aumento adicional dos preços dos últimos, o que pressiona por uma apreciação adicional do câmbio. Desta forma, os efeitos de gastos e deslocamento de recursos resultam em queda da participação da produção de comercializáveis em relação aos não-comercializáveis, e em apreciação da taxa de câmbio real, isto é, em aumento dos preços dos não-comercializáveis em relação aos comercializáveis.

A doença holandesa, por conseguinte, está ligada à especialização da estrutura produtiva e exportadora em bens intensivos em recursos naturais nos quais a economia possui vantagens comparativas no comércio internacional. Esta especialização acarreta a determinação da taxa de câmbio corrente em níveis inferiores (apreciados) àqueles necessários para viabilizar a atividade industrial, que não conta com vantagens de custos em relação aos concorrentes internacionais, e, assim, necessita de um câmbio mais competitivo para garantir uma rentabilidade atrativa aos produtores (Bresser-Pereira 2008). O resultado deste processo, em última instância, é a chamada desindustrialização da economia, ou seja, a perda de participação da atividade industrial na geração de produto e emprego. Nestes termos, a consequência perversa da abundância de recursos naturais advém da dificuldade da economia em obter taxas de crescimento mais elevadas e sustentadas no longo prazo em função do desmantelamento da estrutura produtiva da indústria doméstica.

Os efeitos específicos da expansão do mercado de *commodities* sobre a taxa de câmbio têm sido analisados por uma literatura chamada de *commodities currencies*. Esta denominação é dada às moedas de países cujo valor está fortemente atrelado a variações nos preços de *commodities* de exportação destes países (Fernandez 2003;

Clements e Fry 2006; Hampshire 2008). Tal literatura surgiu da tentativa de se obter uma variável empiricamente confiável para a determinação da taxa de câmbio real de longo prazo dos países exportadores líquidos de *commodities*, dado que modelos tradicionais de determinação de taxa de câmbio real não conseguiam explicar de forma confiável sua formação. Desta forma, procurou-se incorporar um indicador de preços de *commodities* nos modelos de determinação de taxa de câmbio real para os países exportadores deste tipo de produto.

Os modelos tradicionais de determinação da taxa de câmbio partem de um diagnóstico empírico sobre a não-validade da teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) no longo prazo e admitem que a taxa de câmbio real no longo prazo não é constante, mas depende também de fatores reais. Entre os principais trabalhos que analisam a dificuldade da taxa de câmbio em se ajustar à teoria da PPC no longo prazo, destacam-se De Gregorio e Wolf (1994), Froot e Rogoff (1995) e Rogoff (1996). Estes trabalhos partem de uma revisão crítica quanto à validade da teoria da PPC no longo prazo e se baseiam na discussão do efeito Balassa-Samuelson, segundo o qual os diferenciais de produtividade no setor de bens comercializáveis em relação ao setor de bens não-comercializáveis levam ao declínio relativo dos preços dos comercializáveis através da equalização de salários entre os setores. Além disso, em uma extensão dos modelos Balassa-Samuelson, obtém-se que a incorporação dos choques positivos sobre os termos de trocas de um país deve induzir a uma apreciação da taxa de câmbio real, uma vez que tais choques provocam um aumento de recursos externos no país causando uma apreciação do câmbio real. Por fim, os gastos do governo também são importantes para explicar o comportamento dos desvios da taxa de câmbio real em relação à PPC, dado que, comparado aos gastos do setor privado, os gastos do governo são mais relacionados aos bens não-comercializáveis, o que, portanto, tende a provocar uma apreciação da taxa de câmbio real. A discussão sobre *commodities currencies* surgiu a partir de extensões destes modelos, em que a flutuação dos preços internacionais das *commodities* parece constituir o choque real que faltava nas equações de determinação das taxas de câmbio nos países que contam com uma importante participação das *commodities* na pauta de exportação (Chen e Rogoff 2002).

A intuição teórica sobre a relação entre preços de *commodities* e taxa de câmbio é resumida em Fernandez (2003). As equações de determinação da taxa de câmbio de longo prazo consideram que um maior crescimento da produtividade no setor de comercializáveis em relação ao setor de não-comercializáveis e choques positivos sobre os termos de trocas de um país devem induzir a uma apreciação da taxa de câmbio real. Nestes termos, os choques positivos sobre os termos de troca devem provocar um aumento de recursos externos disponíveis no país, via superávit em conta corrente, que pode implicar em excesso de demanda doméstica. Tal excesso deverá ser eliminado por uma apreciação da taxa de câmbio real que compensa o efeito da melhora dos termos de troca sobre a conta corrente. No caso de países exportadores de *commodities*, espera-se que o impacto da variação dos preços destes bens sobre os termos de troca seja diferente daquele esperado sobre economias

exportadoras de manufaturados, uma vez que um país exportador de *commodities* tende a ter poucos produtos que dominam sua pauta de exportação, fazendo com que o impacto da variação do preço de algum destes seja fortemente sentido sobre os termos de troca globais.

A relação esperada entre as séries de preços de *commodities* e taxa de câmbio real para os países exportadores de *commodities* pode ser representada pelo seguinte sistema de equações:

$$e_t = \beta ipc_t + u_t \quad (1)$$

$$ipc_t = \alpha e_t + v_t \quad (2)$$

onde:

e_t representa a taxa de câmbio real no instante t ;

ipc_t representa o índice de preços de *commodities*;

u_t e v_t são choques exógenos não correlacionados entre si;

β representa a elasticidade do câmbio em relação aos preços de *commodities*;

α representa a elasticidade dos preços de *commodities* em relação ao câmbio.

A análise destas relações indica que um aumento nos preços internacionais das *commodities* provoca um aumento nas receitas de exportação. Desta forma, há um aumento da oferta doméstica de moeda estrangeira, que, mantida constante a demanda, deverá acarretar uma valorização da taxa de câmbio real. De outro lado, uma desvalorização da taxa de câmbio provocará um aumento dos custos de produção dos bens. Se o país tem relevância na produção global deste bem, este processo deverá promover uma redução dos seus preços internacionais. Assim, havendo evidências de *commodity currency*, dever-se-ia esperar valores negativos para α e β nas equações (1) e (2) (Fernandez 2003).

Vários trabalhos têm se dedicado à investigação sobre a questão da doença holandesa no que tange à busca de evidências empíricas sobre uma associação entre apreciação da taxa de câmbio real e exportações de produtos baseados em recursos naturais. Neste sentido, Amano e Van Noorden (1995) testam a relação entre termos de troca e taxa de câmbio real para o Canadá utilizando análise de cointegração e modelos de vetores de correção de erros (VEC). Os resultados encontrados apontam que grande parte das variações da taxa de câmbio real canadense no longo prazo pode ser atribuída aos choques dos termos de troca (especialmente em termos dos preços das *commodities* não-energéticas), sendo que fatores monetários (diferencial de taxa de juros) tiveram um papel secundário na explicação dos movimentos do câmbio real. Além disso, as evidências sugerem que a relação de causalidade ocorre dos termos de troca para a taxa de câmbio, sendo que o inverso não se mostrou verdadeiro.

Chen e Rogoff (2002) investigam os desvios da taxa de câmbio real de longo prazo para Canadá, Austrália e Nova Zelândia. Os autores utilizam estimações por mínimos quadrados ordinários, painel e cointegração, e obtêm resultados de que, especialmente para Austrália e Nova Zelândia, que são economias pequenas

e abertas, os choques exógenos dos preços das *commodities* exportadas têm uma influência forte e estável para explicar as flutuações das taxas de câmbio real. Para o Canadá, as evidências são menos robustas, dado que este país é relativamente maior e tem uma base industrial mais desenvolvida do que os outros dois países analisados. O trabalho verifica se a adição do componente de preços das *commodities* aos modelos monetários tradicionais de determinação da taxa de câmbio resolveria os problemas da invalidade da PPC no longo prazo (PPC *puzzles*). No entanto, observa-se a permanência de um *puzzle* da PPC no resíduo da taxa de câmbio real. Quando se adiciona os diferenciais de produtividade nas estimações, observa-se que esta variável é consistente com as previsões do Modelo Balassa-Samuelson, porém apresenta-se menos robusta do que os preços das *commodities* para explicar os movimentos da taxa de câmbio real.

Fernandez (2003) discute a relação entre choques nos preços internacionais de *commodities* e taxas de câmbio de longo prazo para Nova Zelândia (1982-2002) e Brasil (1995-2002), considerando a hipótese de endogeneidade dos preços das *commodities* em relação à taxa de câmbio real. A autora utiliza uma metodologia de identificação de modelos de equações simultâneas com variáveis endógenas, a partir da presença de heterocedasticidade nas séries. Os resultados sugerem uma apreciação do câmbio real do Brasil em resposta a elevações nos preços internacionais das principais *commodities* exportadas (*commodity currency*), porém não se obteve evidências que corroborassem a ideia de que a taxa de câmbio do país determina os preços das *commodities* que o país exporta. Para a Nova Zelândia, os resultados indicam que os efeitos dos movimentos da taxa de câmbio sobre os preços das *commodities* exportadas são significativos, embora o efeito dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio deva ser considerado estatisticamente igual a zero.

Clements e Fry (2006) investigam a influência dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio real dos países exportadores de *commodities* (*commodity currencies*) e a influência do câmbio real sobre os preços das *commodities* (*currency commodities*) quando os valores das moedas dos países exportadores de *commodities* afetam os preços mundiais destes bens. Os autores utilizam análise econométrica (Causalidade de Granger, Análise de Decomposição de Variância) para estimar os determinantes dos preços das moedas e das *commodities* para Canadá, Austrália e Nova Zelândia no período 1975-2005, utilizando dois conjuntos de fatores que expressam os efeitos das *commodities* (impacto dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio) e das *currencies* (impacto dos preços das moedas sobre os preços das *commodities*). Os resultados sugerem que os retornos das *commodities* são mais afetados pelos preços das moedas (2% a 5,2%) do que os preços das moedas são afetados pelos preços das *commodities* (menos de 1%). Portanto, os modelos de *commodity currencies* falham em considerar a endogeneidade entre moeda e retornos das *commodities*.

Oomes e Kalcheva (2007) investigam os sintomas de doença holandesa na Rússia por meio de análise de cointegração e modelos VEC no período 1995-2005, a fim de captar uma relação de longo prazo entre preços do petróleo e apreciação da taxa

de câmbio real. Os testes indicam uma relação positiva entre apreciação da taxa de câmbio real e preços do petróleo. Além disso, a apreciação cambial mostrou-se positivamente correlacionada com o consumo do governo e com os diferenciais de produtividade, enquanto obteve-se uma relação negativa entre apreciação cambial e acumulação de reservas internacionais. O trabalho indica que a Rússia parece ter os sintomas, porém, não se pode afirmar que o país contraiu a doença holandesa, pois, embora os preços mais altos do petróleo tenham conduzido a uma apreciação do câmbio real mais rápida, não há evidências de uma sobreapreciação da taxa de câmbio real. Além disso, o setor de manufaturados declinou relativamente ao setor de serviços, mas não se verificou crescimento negativo do setor de manufaturas. Finalmente, os salários reais cresceram rapidamente em todos os setores, mas isso pode ser explicado por outros fatores, tais como o rápido crescimento da produtividade e a recuperação da crise de 1998.

Egert e Leonard (2007) investigam a relação entre preço do petróleo e apreciação cambial no Cazaquistão no período 1996-2005. Para isso, os autores utilizam um modelo monetário, que envolve oferta de moeda, diferencial de juros, diferencial de renda, preço (ou receita) do petróleo, e uma versão ampliada pelo efeito Balassa-Samuelsom, que inclui uma medida de diferencial de produtividade (ou preços) de comercializáveis e não-comercializáveis. Os autores também constroem um modelo para a taxa de câmbio real, incluindo variáveis como produtividade (ou preços relativos), preço real (ou receita) do petróleo, razão dívida pública/PIB, gasto público/PIB, grau de abertura, termos de troca e ativos financeiros líquidos. Os resultados para o modelo monetário apontam que as evidências de cointegração são fracas para o período 1996-2005, mas, para o sub-período 1999-2005, verifica-se que um aumento no preço (ou receitas) do petróleo implicou em apreciação do câmbio nominal. Para o modelo da taxa de câmbio real, o aumento das receitas do petróleo está associado a uma apreciação do câmbio real no período 1999-2005, mas, quando o setor de não-energéticos é incluído, as receitas do petróleo parecem conduzir a uma depreciação da taxa de câmbio real. Tal fato é explicado pelo fato de que a apreciação da taxa de câmbio nominal efetiva não se mostrou grande e prolongada o suficiente para gerar um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para o setor de não-energéticos. Assim, no período 1996-2005, o setor de não-energéticos foi temporariamente poupado dos efeitos perversos do aumento do preço do petróleo, apesar da apreciação da taxa de câmbio nominal e real.

O trabalho de Cerutti e Mansilla (2008) investiga a apreciação da taxa de câmbio real derivada da expansão do setor de hidrocarbonetos na Bolívia no período 2000-2005. O trabalho utiliza um modelo de equilíbrio comportamental e técnicas de cointegração para investigar os determinantes da taxa de câmbio real de equilíbrio baseado na análise de variáveis como termos de troca, diferenciais de produtividade, equilíbrio fiscal, entradas líquidas de capitais e ativos financeiros estrangeiros líquidos. Os resultados indicam cointegração entre as séries, sendo obtida relação direta entre termos de troca, entrada de capitais, produtividade, ativos financeiros estrangeiros e apreciação da taxa de câmbio, e relação inversa entre equilíbrio fiscal e apreciação do câmbio real. As variáveis produtividade e

ativos financeiros estrangeiros não se mostraram significativas. O trabalho conclui que existem evidências (embora fracas) de doença holandesa na Bolívia, sendo que a evolução dos determinantes da taxa de câmbio, especialmente as saídas de investimento direto estrangeiro, parecem explicar a apreciação da taxa de câmbio real de equilíbrio.

Hampshire (2008) analisa a relação entre preço de *commodities* e câmbio real para Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Brasil. O trabalho utiliza análise de cointegração e modelos VEC para tentar capturar a endogeneidade dos preços de *commodities* na determinação da taxa de câmbio real, considerando o papel do diferencial de juros, gastos do governo e conta corrente. As evidências indicam que as taxas de câmbio reais de Canadá e Austrália são influenciadas pelos preços das *commodities*. Os resultados para a Nova Zelândia apontam que a série do preço de *commodities* possui uma tendência declinante no período analisado, enquanto a série de taxa de câmbio real não acompanhou tal tendência, o que se explica pelo fato da participação de *commodities* na pauta das exportações deste país ter diminuído sensivelmente a partir dos anos 1980. Para o Brasil, verifica-se uma associação negativa entre preço de *commodities* e câmbio real, com o coeficiente estimado sensivelmente maior do que nos demais países. Porém, quando se insere uma medida de risco na análise, as estimativas se reduzem significativamente. Além disso, o Brasil foi o único país com o índice de preço de *commodities* exógeno à taxa de câmbio real.

O trabalho de Beine et alii (2009) investiga os efeitos da doença holandesa no Canadá a partir da hipótese de que a taxa de câmbio real sofre influência da evolução dos preços de *commodities*, sendo que a parte da taxa de câmbio que é afetada por tal variável tem influenciado negativamente o emprego no setor manufatureiro. No entanto, a apreciação cambial é explicada não apenas pelo fortalecimento da moeda canadense, mas também é atribuída ao enfraquecimento da moeda americana. O trabalho utiliza análise de cointegração e modelos VEC para captar relações de curto e longo prazo entre os componentes monetários e os preços de *commodities* de energia e não-energia e a taxa de câmbio real canadense para o período 2002-2008. As evidências apontam que a apreciação do câmbio real canadense pode ser decomposta em 63% pela apreciação da moeda canadense e 38% pela depreciação da moeda americana. Ademais, obteve-se que 54% da apreciação da taxa de câmbio é explicada pelo aumento dos preços das *commodities*, o que sugere que o decréscimo do setor manufatureiro canadense está sujeito aos efeitos da doença holandesa no país.

De modo geral, a literatura empírica tem encontrado evidências favoráveis à intuição de que os preços internacionais das *commodities* constituem um elemento importante na determinação da taxa de câmbio real de longo prazo para países com exportações intensivas em recursos naturais. Tendo em vista os efeitos que uma taxa de câmbio real mais apreciada pode causar sobre a competitividade dos manufaturados e os menores níveis de crescimento econômico decorrentes de uma especialização da economia em produtos baseados em recursos naturais, a obtenção de evidências sobre doença holandesa deve possibilitar a formulação de estratégias

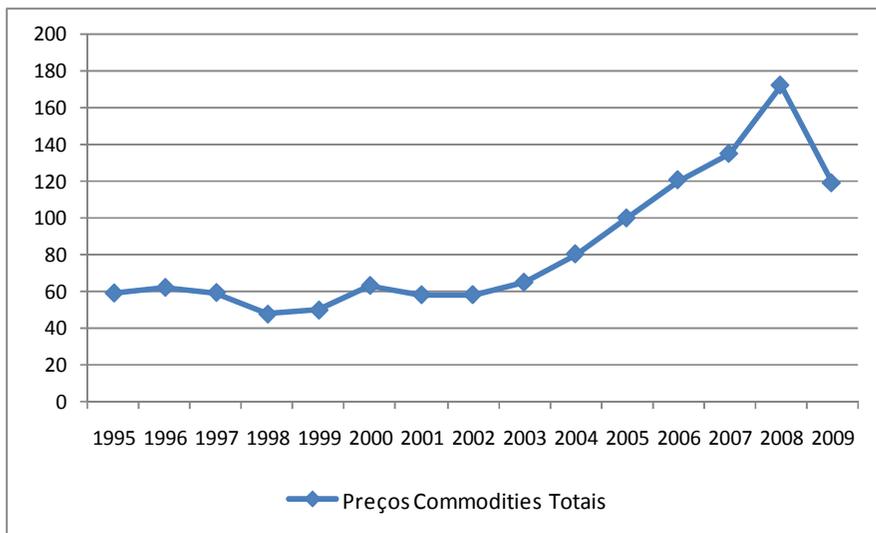
pelas autoridades econômicas no sentido de sinalizar medidas de administração da taxa de câmbio e/ou medidas estruturais que induzam uma reconfiguração do padrão de especialização produtiva e a melhora da competitividade de outros setores das economias para compensar o desalinhamento cambial.

3. Preços de *Commodities* e Taxa de Câmbio Real no Brasil

As figuras 1 e 2 apresentam, respectivamente, o comportamento do índice geral de preços das *commodities* e dos índices de preços de *commodities* específicas, sendo estes separados em *commodities* alimentícias, matérias-primas, minerais e energéticas no período 1995-2009.

A evolução dos preços gerais das *commodities* nos mercados internacionais (Figura 1) demonstra o crescimento expressivo dos preços destes bens a partir de 2002. Observa-se que a tendência de aumento dos preços foi revertida somente em 2009, em consequência da crise financeira internacional vivenciada em 2008/2009, mas, cumpre ressaltar que, apesar da queda, tais preços se mantiveram em níveis razoavelmente elevados, com vistas à rápida recuperação da trajetória ascendente.

Fig. 1. Evolução dos preços internacionais das *commodities* no período 1995-2009 (Índice 2005 = 100)

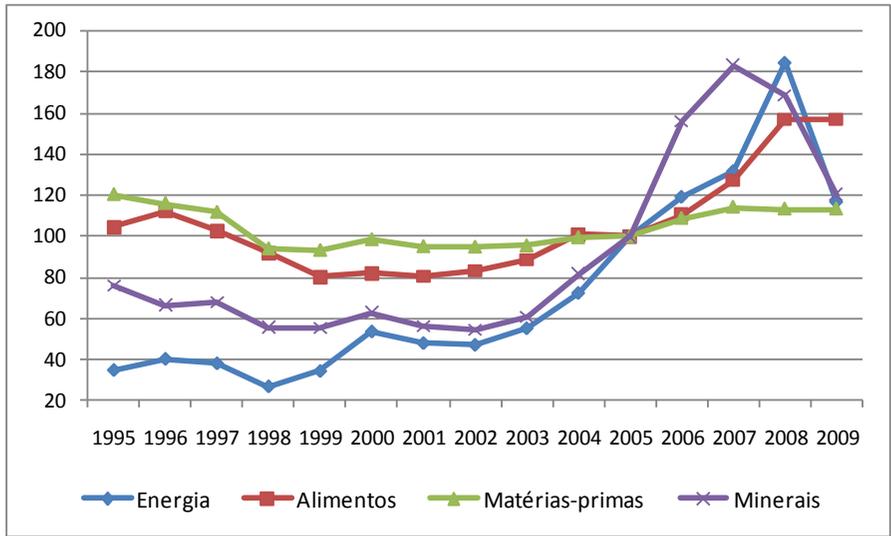


Fonte: IFS (2009), IMF (2010).

Em linha com o movimento dos preços gerais das *commodities*, a avaliação dos indicadores de preços das *commodities* específicas (Figura 2) assinala dois comportamentos distintos dos preços destes produtos no mercado internacional: antes e pós-2002. No período 1995-2001, nota-se um movimento declinante dos

preços das *commodities* não-energéticas: alimentos, matérias-primas e minerais, que se reflete no comportamento dos preços das *commodities* totais. De fato, ao longo da segunda metade da década de 1990, os preços daquelas *commodities* apresentaram uma tendência de deflação em função do excesso de oferta em vários mercados, associado, em parte, aos avanços tecnológicos na agricultura e na extração de metais, o que induziu liquidações que deprimiram os preços, e, em parte, à queda da demanda dos países do leste e sudeste asiático após a crise de 1997/1998 (Prates 2007).

Fig. 2. Evolução dos preços internacionais de *commodities* específicas no período 1995-2009 (Índice 2005 = 100)



Fonte: IFS (2009), IMF (2010).

A alta significativa dos preços de alimentos, matérias-primas, minerais e energia entre 2002 e 2008 se expressou no aumento persistente do índice geral de preços das *commodities* naquele período. A recuperação inicial dos preços em 2002 foi liderada, principalmente, pelos choques de oferta de origem climática enfrentados pelas *commodities* agrícolas. Contudo, a partir de 2003, alguns analistas passaram a apostar na emergência de uma fase de elevação sustentável dos preços das *commodities*, cuja tendência altista persistiu ao longo de 2004, com alguns sobressaltos provenientes da queda dos preços das *commodities* agrícolas associada a melhores condições nas lavouras e a fatores sazonais.¹ A partir de meados de 2004,

¹ Hampshire (2008) assinala que os ciclos de altas e baixas dos preços de *commodities* tendem a oscilar ao redor de um valor de equilíbrio, mas, aparentemente, o ciclo de *commodities* está sofrendo uma mudança estrutural, em que o valor em torno do qual os preços oscilam está sofrendo um aumento permanente em função das fortes taxas de crescimento dos países asiáticos e da pressão resultante sobre a demanda por matérias-primas. A manutenção destes fatores ao longo do tempo pode implicar em alta nos preços de *commodities* por um período prolongado.

os índices retomaram o movimento ascendente, impulsionado pelas altas cotações das *commodities* minerais, que persistiu até 2007, o que esteve atrelado ao aumento da demanda mundial por tais produtos em consequência do crescimento expressivo das economias asiáticas, principalmente da economia chinesa.

A queda dos preços das *commodities* minerais e energéticas em 2008 e 2009 refletiu em queda do indicador geral dos preços das *commodities*, dada a redução da demanda mundial por tais bens decorrentes da crise internacional evidenciada no período. Porém, com relação aos efeitos desta crise sobre o mercado de *commodities*, embora a recessão global tenha acarretado uma queda dos preços das *commodities* do pico observado em 2008, em geral, tais preços permaneceram mais elevados do que os verificados em recessões anteriores e tão altos quanto os níveis observados no período 2005-2007 caracterizado pelo forte crescimento mundial. Ademais, os preços mostraram sinais de rápida recuperação ao longo de 2009.²

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas básicas dos preços internacionais de *commodities* vigentes no período 1995-2009 e nos sub-períodos 1995-2001 (preços mais baixos) e 2002-2009 (preços mais altos).

Quando se analisa o período 1995-2009, observa-se que os preços de matérias-primas e alimentos tiveram valores médios mais altos do que os preços das demais *commodities*, sendo que os preços de minerais e de energia foram relativamente mais voláteis no período. Para o sub-período 1995-2001, os dados indicam valores médios menores dos indicadores de preços de *commodities* (exceto matérias-primas), sendo que estes preços também tiveram menor volatilidade neste sub-período (menor desvio-padrão e menor amplitude dos dados). Entretanto, no sub-período 2002-2009, os preços das *commodities* atingiram valores médios mais elevados e foram mais voláteis, com exceção das matérias-primas, cujo comportamento foi mais estável ao longo do tempo.

Prates (2007) argumenta a importância de se investigar os determinantes subjacentes à elevação dos preços das *commodities* em todos os mercados. Dentre tais determinantes, destaca-se:

- i) as condições macroeconômicas globais: o ritmo da economia mundial exerceu influência significativa sobre os preços das *commodities*, sendo que os períodos de expansão foram, em geral, acompanhados por alta dos preços relativos desses bens, enquanto os períodos de retração foram acompanhados por declínio desses preços;
- ii) o chamado “Efeito-China”: o excepcional crescimento da economia chinesa liderado por setores intensivos em *commodities* metálicas, energéticas e

² Para Brahmhatt e Canuto (2010), a evolução dos preços de *commodities* foi crucial para a recuperação de muitos países em desenvolvimento perante a crise internacional de 2008/2009. A rápida recuperação dos preços destes bens foi beneficiada pela superação da recessão em decorrência das políticas públicas seguidas pelos países desenvolvidos; do papel desempenhado pela Ásia emergente na recuperação global; e da liquidez abundante e barata para financiamento e hedging de posições de estoques. No entanto, a trajetória futura das *commodities* dependerá do desempenho da produtividade de longo prazo de *commodities* específicas, de barreiras políticas e técnicas à expansão da capacidade e das elasticidades-renda da demanda, de modo que quanto menores as restrições sobre o investimento e o crescimento da oferta, e maior a demanda dos mercados emergentes, mais forte prevê-se a recuperação dos preços das *commodities*.

Tabela 1

Estadísticas descritivas para preços internacionais das *commodities* no período 1995-2009 (Índice 2005=100)

| Período 1995-2009 | | | | | |
|-------------------|---------------------------|-----------|-----------------|----------|---------|
| | <i>commodities</i> Totais | Alimentos | Matérias-Primas | Minerais | Energia |
| Média | 81,72 | 102,64 | 103,35 | 89,42 | 71,57 |
| Mediana | 62,84 | 99,55 | 100,01 | 69,26 | 51,59 |
| Máximo | 202,87 | 174,83 | 129,59 | 201,58 | 223,75 |
| Mínimo | 43,16 | 77,13 | 84,63 | 49,63 | 23,90 |
| Desvio-padrão | 37,42 | 22,05 | 10,74 | 44,87 | 46,64 |
| Período 1995-2001 | | | | | |
| Média | 57,15 | 93,47 | 104,17 | 62,87 | 39,51 |
| Mediana | 58,97 | 92,50 | 99,57 | 62,03 | 37,86 |
| Máximo | 64,92 | 120,86 | 129,59 | 78,39 | 57,53 |
| Mínimo | 43,16 | 77,13 | 84,63 | 49,63 | 23,90 |
| Desvio-padrão | 6,43 | 12,93 | 11,99 | 7,96 | 9,41 |
| Período 2002-2009 | | | | | |
| Média | 104,66 | 111,19 | 102,58 | 114,21 | 101,48 |
| Mediana | 102,02 | 103,20 | 100,21 | 97,56 | 100,94 |
| Máximo | 202,87 | 174,83 | 118,86 | 201,58 | 223,75 |
| Mínimo | 52,46 | 78,10 | 85,63 | 53,16 | 40,46 |
| Desvio-padrão | 39,83 | 25,37 | 9,58 | 50,82 | 47,71 |

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de IFS (2009), IMF (2010).

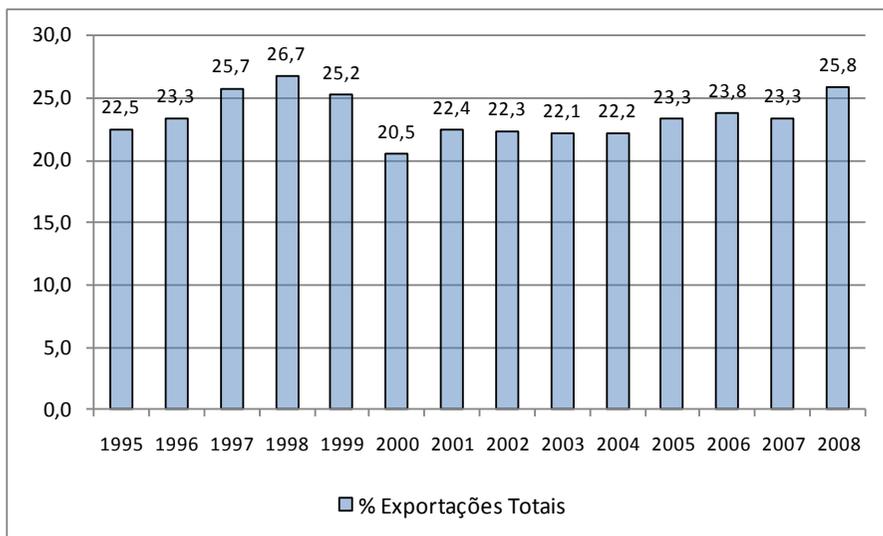
industriais (automotivo, metalúrgico e de construção civil) pressionou a demanda por esses bens, ao mesmo tempo em que o crescimento populacional fomentou a compra externa de alimentos e demais *commodities* agrícolas; e

iii) os choques climáticos de oferta sobre as *commodities* agrícolas, com destaque para o El Niño, resultaram na queda dos estoques de várias *commodities*, elevando os preços, mesmo no contexto de demanda mundial deprimida.

Além destes fatores, a maior demanda por biocombustíveis (com pressão sobre os preços da cana, milho, soja e outros grãos), os altos custos de produção, políticas de exportadores e importadores que desestabilizaram o mercado internacional, e o declínio do investimento na agricultura, com conseqüente queda da produção, contribuíram para reduzir sensivelmente os níveis de estoques de alimentos e pressionar pela elevação de preços destes produtos (Abbott 2009).

A Figura 3 apresenta o desempenho da participação conjunta das principais *commodities* exportadas pelo Brasil (cacau, café, fumo, açúcar, soja, bovino, frango, minério de alumínio, minério de ferro e suco de laranja) em relação ao total das exportações no período 1995-2008.

Fig. 3. Evolução da participação das exportações de *commodities* selecionadas nas exportações totais brasileiras no período 1995-2008 (em %)



Fonte: BCB (2010) e IPEADATA (2010).

Os dados sinalizam uma importância expressiva dessas *commodities* na pauta exportadora brasileira, sendo que a participação média das mesmas no total das exportações foi de 23,5% ao longo do período analisado. Há que se destacar que nos períodos em que a taxa de câmbio brasileira permaneceu em níveis mais valorizados, verifica-se uma maior participação dessas *commodities* na pauta exportadora: a participação média das *commodities* foi de 24,6% no período 1995-1998 e de 23,4% no período 2003-2008 (câmbio apreciado) contra uma participação média de 22,6% no período 1999-2002 (câmbio depreciado).

A Tabela 2 apresenta a evolução do valor médio e da participação no total exportado das principais *commodities* exportadas pela economia brasileira ao longo do período 1995-2008.

A análise dos valores médios sugere que, em termos nominais, com exceção do cacau e do suco de laranja, as demais *commodities* tiveram crescimento significativo do valor exportado, especialmente carnes (bovinos e frango), soja e minério de ferro. Em termos da participação das *commodities* selecionadas no conjunto de bens exportados pela economia brasileira, nota-se que cacau, café, fumo, açúcar, minério de alumínio e suco de laranja perderam importância relativa no total das

Tabela 2

Evolução das principais *commodities* brasileiras exportadas

| Período | Valor médio (US\$ milhões) | | | | Participação no total exportado (%) | | | |
|---------------------|----------------------------|-----------|-----------|-----------|-------------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| | 1995-2008 | 1995-1998 | 1999-2002 | 2003-2008 | 1995-2008 | 1995-1998 | 1999-2002 | 2003-2008 |
| Cacau | 8,4 | 22,2 | 4,4 | 1,8 | 0,02 | 0,05 | 0,01 | 0,00 |
| Café | 2211,7 | 2191,7 | 1548,0 | 2667,6 | 2,94 | 4,39 | 2,88 | 2,01 |
| Fumo | 1475,6 | 1478,5 | 938,8 | 1831,4 | 1,94 | 2,97 | 1,71 | 1,41 |
| Açúcar | 2870,0 | 1812,1 | 1870,6 | 4241,6 | 3,40 | 3,66 | 3,38 | 3,23 |
| Soja | 3879,5 | 1604,8 | 2384,7 | 6392,6 | 4,25 | 3,16 | 4,25 | 4,97 |
| Bovino | 1391,0 | 212,0 | 615,6 | 2693,8 | 1,30 | 0,43 | 1,10 | 2,02 |
| Frango | 1992,1 | 772,9 | 1077,0 | 3415,0 | 2,10 | 1,55 | 1,93 | 2,57 |
| Minério de alumínio | 155,7 | 123,7 | 104,6 | 211,0 | 0,20 | 0,25 | 0,19 | 0,17 |
| Minério de ferro | 5333,8 | 2835,6 | 2943,7 | 8592,8 | 5,82 | 5,71 | 5,33 | 6,21 |
| Suco de laranja | 1066,3 | 1191,6 | 984,0 | 1037,7 | 1,57 | 2,41 | 1,81 | 0,84 |

Fonte: BCB (2010), MDIC (2010) e IPEADATA (2010).

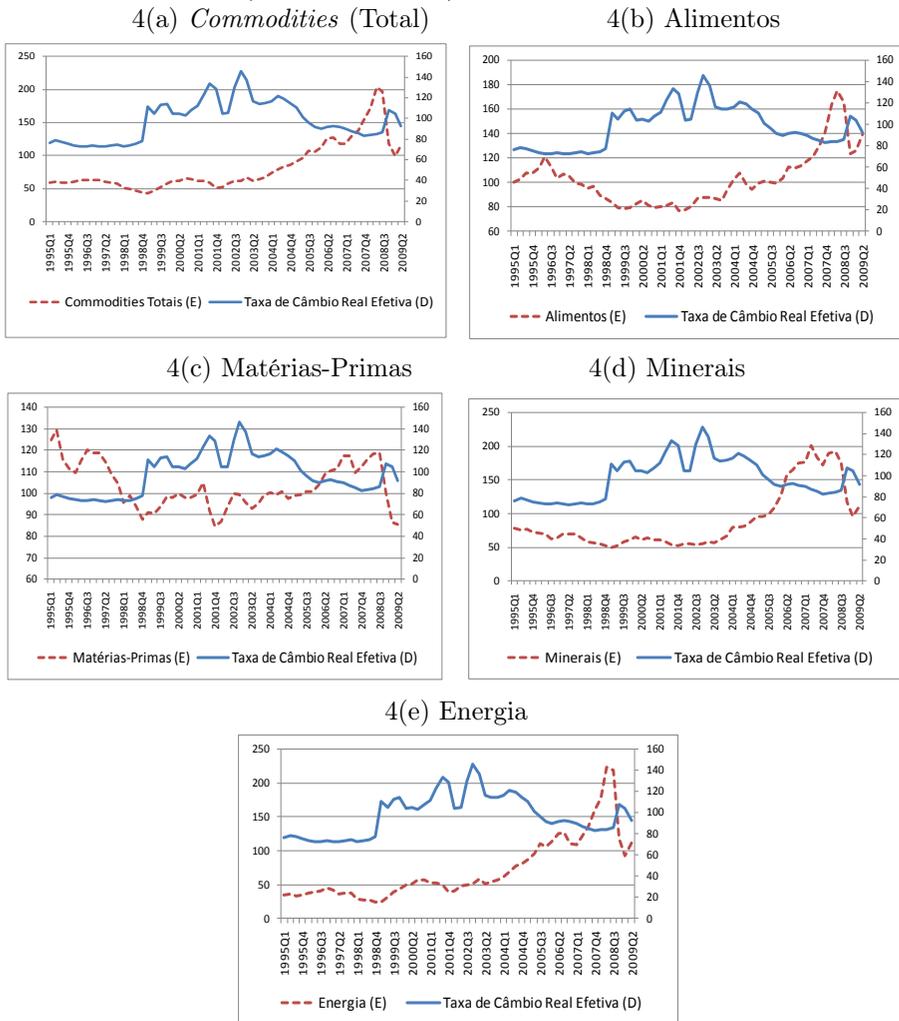
exportações, enquanto soja, carnes (bovina e frango) e minério de ferro ampliaram suas participações ao longo do tempo.

Tais evidências sinalizam um aumento da relevância das carnes, grãos e *commodities* metálicas no conjunto das exportações brasileiras no período mais recente, principalmente tendo em vista o contexto de aquecimento da demanda mundial verificado a partir de 2002, apesar de este período ser coincidente com uma tendência de apreciação da taxa de câmbio no Brasil. No entanto, os dados indicam que a pauta de exportações brasileiras de *commodities* manteve-se relativamente diversificada no período analisado, uma vez que nenhum produto teve um peso mais significativo no total das exportações brasileiras, destacando-se as exportações de minério de ferro e soja, que tiveram uma participação média no período 1995-2008 de 5,8% e 4,3%, respectivamente.

As figuras 4(a) a 4(e) mostram a correlação entre o comportamento da taxa de câmbio real efetiva brasileira e os preços das diversas *commodities*: total, alimentos, matérias-primas, minerais e energéticas, praticados nos mercados internacionais no período 1995:T1-2009:T2.

Dado o regime de câmbio semi-fixo adotado no Brasil antes de 1999, em que a taxa de câmbio nominal era controlada pelo Banco Central (bandas cambiais), a associação da taxa de câmbio real às variações nos preços internacionais das *commodities* se mostra pouco expressiva no período 1995-1998. No entanto, com a

Fig. 4. Relação entre preços de *commodities* e taxa de câmbio real efetiva brasileira no período 1995T1-2009T2 (Índice 2005 = 100)



Fonte: BCB (2010) e IFS (2009).

flexibilização da taxa de câmbio (1999), especialmente a partir de 2002, é possível verificar uma disposição de apreciação da taxa de câmbio real brasileira em meio a um contexto de alta dos preços das *commodities* no mercado internacional. Em outras palavras, aparentemente, é possível notar uma correlação negativa entre a taxa de câmbio real brasileira e os índices dos preços internacionais das *commodities* ao longo do período 2002-2009.

A Tabela 3 apresenta os coeficientes de correlação entre a taxa de câmbio real

brasileira e os diversos índices de preços de *commodities* para o período 1995-2009 e nos sub-períodos em que se manifestaram diferentes comportamentos da taxa de câmbio real: 1995-1998 (câmbio fixo valorizado), 1999-2002 (câmbio flexível depreciado) e 2003-2009 (câmbio flexível apreciado).³

Tabela 3

Correlação entre taxa de câmbio real efetiva e preços de *commodities*

| | TCREF | | | |
|-------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 1995:T1-2009:T2 | 1995:T1-1998:T4 | 1999:T1-2002:T4 | 2003:T1-2009:T2 |
| IPCOM | -0.160003 | -0.244588 | 0.111811 | -0.820668 |
| IPAL | -0.448693 | -0.341778 | 0.475320 | -0.692108 |
| IPMP | -0.585125 | 0.089361 | 0.093859 | -0.657494 |
| IPMIN | -0.275224 | 0.223568 | -0.434707 | -0.877765 |
| IPE | -0.075357 | -0.353036 | 0.114451 | -0.796886 |

Fonte: BCB (2010) e IFS (2009).

Os números corroboram a análise gráfica anterior, uma vez que se nota a existência de uma correlação negativa entre taxa de câmbio real e os diversos índices de preços de *commodities* para o período 1995-2009. A correlação do câmbio real se mostra mais expressiva com os preços das *commodities* não-energéticas, com destaque para matérias-primas e alimentos. Isto sugere que movimentos de apreciação cambial estão correlacionados com o aumento do preço das *commodities*.

Quando se analisa a correlação entre câmbio real e preços das *commodities* considerando a amostra total dividida em sub-períodos, percebe-se uma correlação negativa entre câmbio real e preços de *commodities* (exceto matérias-primas e minerais/metais) no subperíodo 1995-1998. No subperíodo 1999-2002, os coeficientes de correlação se tornam positivos, indicando uma associação entre câmbio depreciado e aumentos dos preços das *commodities*, com exceção dos preços de minerais, em que a correlação com o câmbio real se mostra negativa. Por fim, todos os coeficientes de correlação entre câmbio real e preços de *commodities* se mostraram negativos e mais robustos para o período 2003-2009, o que sinaliza uma relação entre taxa de câmbio real apreciada em meio ao contexto de elevação dos preços das *commodities* no mercado internacional.

A análise preliminar dos dados sugere, portanto, uma possível associação entre preços de *commodities* e a conformação de uma taxa de câmbio real mais apreciada, especialmente no período 2003-2009. Neste contexto, a elevada participação das *commodities* na pauta de comércio e a participação brasileira no mercado das diversas *commodities* que o país produz e exporta parecem ser fatores importantes

³ A análise dos coeficientes de correlação não pretende sugerir uma relação de causalidade entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio real brasileira, mas tem apenas o intuito de identificar associações (positivas ou negativas) entre os movimentos das duas variáveis.

para justificar uma investigação da relação de *commodity currency* para o Brasil. Assim, na ocorrência de *commodity currency*, espera-se que as séries de taxa de câmbio real e de preços de *commodities* apresentem alguma correlação negativa entre elas, em que um aumento nos preços das *commodities* exportadas deve induzir a uma melhora nos termos de troca acarretando a apreciação real da moeda brasileira.

4. Investigação Empírica sobre a Relação entre Preços de *Commodities* e Taxa de Câmbio no Brasil

O objetivo deste trabalho consiste em identificar sintomas da doença holandesa no Brasil no período 1995-2009 a partir da discussão da extensão em que o comportamento da taxa de câmbio nominal e real brasileira está ligado aos movimentos dos preços internacionais das *commodities*, considerando o papel do índice de preços geral e decomposto em índice de preços de energia e não-energia (alimentos, matérias-primas e minerais). Para isso, o trabalho propõe uma investigação sobre os determinantes da taxa de câmbio real em uma dinâmica de longo prazo através da análise de cointegração (Teste de Johansen) e da estimação de modelos de vetores de correção de erros (VEC) pautados na construção de modelos de determinação da taxa de câmbio baseado na relação desta com os preços dos diversos tipos de *commodities* exportadas pelo Brasil.

4.1. Descrição dos modelos estimados

Para a estimação dos modelos propostos neste trabalho serão utilizados dados trimestrais para o período completo (1995-2009) e para o subperíodo (2003-2009). A justificativa para tal divisão temporal da amostra consiste no fato de que se tentará captar os impactos dos preços internacionais das *commodities* sobre o comportamento da taxa de câmbio nominal e real no período pós-Real, porém tal período é caracterizado pela manutenção de uma taxa de câmbio semi-fixa até 1999, sendo que, somente após este ano, é que o câmbio pautou-se pelo regime flexível em níveis mais depreciados até o final de 2002. Sendo assim, a ideia seria tentar captar os efeitos da doença holandesa no período mais recente (pós-2003), em que prevaleceu um contexto mais favorável à manifestação da doença holandesa no Brasil: elevação dos preços internacionais das *commodities*, crescimento das exportações brasileiras e taxa de câmbio flexível apreciada.

Os modelos estimados para determinação da taxa de câmbio nominal e real brasileira são baseados nos trabalhos de Amano e Van Noorden (1995), Oomes e Kalcheva (2007), Egert e Leonard (2007), Hampshire (2008) e Beine et alii (2009). Estes autores utilizam análise de cointegração e modelos VEC para a determinação das taxas de câmbio nominais e reais de diversas economias, nos quais o comportamento do câmbio no longo prazo depende dos preços das *commodities* energéticas e não-energéticas exportadas. Tais modelos também consideram o papel

de variáveis de caráter monetário, tais como o diferencial de taxa de juros, o diferencial de oferta de moeda e o diferencial de renda para analisar a dinâmica de ajustamento da taxa de câmbio nominal e real no longo prazo. Além disso, os trabalhos incorporam os efeitos de mudanças exógenas dos termos de troca e dos diferenciais de produtividade sobre o comportamento do câmbio real, na tentativa de capturar o efeito Balassa-Samuelson sobre a determinação da taxa de câmbio real.

Os modelos a serem estimados pelo presente trabalho envolverão as seguintes variáveis, as quais foram obtidas junto aos bancos de dados do Banco Central do Brasil (BCB), Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEADATA), e Fundo Monetário Internacional (IFS-CDROM):

- TCN = Logaritmo natural da taxa de câmbio nominal brasileira.
- TCREF = Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva brasileira.
- IPCOM = Logaritmo natural do índice de preços de *commodities* geral.
- IPAL = Logaritmo natural do índice de preços de alimentos.
- IPMP = Logaritmo natural do índice de preços de matérias-primas.
- IPMIN = Logaritmo natural do índice de preços de minerais.
- IPE = Logaritmo natural do índice de preços de *commodities* energéticas.
- JN = Diferencial da taxa de juros nominal interna (Over-Selic) e externa (Federal Funds) – em %.
- JR = Diferencial da taxa de juros real interna (Over-Selic) e externa (Federal Funds) – em %.
- M = Logaritmo natural do diferencial da taxa de crescimento da oferta de moeda interna (M2-Brasil) e externa (M2-EUA).
- Y = Diferencial do logaritmo natural do produto nominal per capita interno (Brasil) e externo (EUA).
- PROD = Diferencial do logaritmo natural do produto real per capita interno (Brasil) e externo (EUA).
- CC = Saldo da conta corrente/PIB – em %.
- CG = Logaritmo natural dos gastos em consumo do governo.
- TT = Logaritmo natural dos termos de troca medido pela razão entre preços das exportações e preços das importações brasileiras.

Os modelos estimados são especificados da seguinte forma:

- Modelo 1: $TCN = f(JN, M, Y, \text{PREÇOS DE } commodities)$
- Modelo 2: $TCREF = f(JR, M, PROD, \text{PREÇOS DE } commodities)$
- Modelo 3: $TCREF = f(CC, CG, PROD, \text{PREÇOS DE } commodities)$
- Modelo 4: $TCREF = f(CC, CG, TT, \text{PREÇOS DE } commodities)$

Para cada um dos modelos, os índices de preços de *commodities* serão testados nas suas diversas especificações: geral, alimentos, matérias-primas, minerais e energia. A justificativa para isso é que a pauta de exportações de *commodities* brasileiras se mostra relativamente diversificada, portanto, convém desagregar o índice geral de *commodities* não-energéticas nas suas diversas especificações, pois a análise dos indicadores de preços gerais pode não captar as diferenças entre os impactos dos vários tipos de *commodities* exportadas sobre o comportamento cambial.

O modelo 1 se baseia em uma extensão da teoria da abordagem monetária da taxa de câmbio e tenta captar a dinâmica de curto prazo do câmbio nominal em função do diferencial de taxa de juros nominal, diferencial de oferta de moeda e diferencial de produto (renda) nominal entre a economia doméstica e os países estrangeiros, e a dinâmica de longo prazo em função dos preços de *commodities*, em que a função demanda de moeda de uma economia inclui uma medida de riqueza expressa pelos preços dos bens exportados pela economia. O modelo 2 procura incorporar também o efeito Balassa-Samuelson (diferencial de produtividade relativa entre o setor de comercializáveis e não-comercializáveis), na medida em que supõe-se que a taxa de câmbio real pode se apreciar ao longo do tempo em função dos impactos dos ganhos de produtividade relativa dos setores de bens comercializáveis.⁴ Os modelos 3 e 4 tentam captar uma possível persistência de sinais de doença holandesa no Brasil (relação negativa entre taxa de câmbio real e preços das *commodities*) controlando outras variáveis que possam afetar o comportamento do câmbio real, em uma extensão do modelo Balassa-Samuelson, que inclui os termos de troca e fatores do lado da demanda. Neste caso, o objetivo é estimar uma relação empírica de longo prazo entre taxa de câmbio real e variáveis como consumo do governo, conta corrente, diferencial de produtividade e termos de troca. Havendo relação de cointegração entre as variáveis, o passo seguinte é estimar o VEC para interpretar o termo de correção de erro como um desvio do equilíbrio de longo prazo.

4.2. Resultados

4.2.1. Testes de estacionariedade e análise de cointegração (Teste de Johansen)

A investigação dos sinais de doença holandesa a partir de uma possível relação de *commodity currency* no Brasil pretendida neste trabalho toma como ponto de partida a avaliação do teste de raiz unitária das séries envolvidas nas estimações econométricas, a fim de se detectar a ordem de integração das mesmas, considerando que a análise de cointegração pressupõe a utilização de séries não-estacionárias. Para isso, foi realizado o teste de raiz unitária *Augmented Dick-Fuller* (ADF) e Phillips-Perron (PP) sobre as séries no período 1995T1-2009T2.

Os resultados dos testes de raiz unitária estão reportados no Anexo I (Tabela I.1). O teste ADF indicou que não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as séries em nível, porém houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária das séries em primeira diferença, informando que todas as variáveis são integradas de ordem 1 ao nível de significância estatística de 1%. O teste Phillips-Perron também produziu resultados semelhantes, indicando que, com exceção da variável gastos do governo/PIB (CG), todas as demais variáveis podem ser tratadas como I(1).

⁴ Considerando a dificuldade de se obter uma medida de diferencial de produtividade confiável em termos da relação entre produtividade dos trabalhadores nos setores de comercializáveis e não-comercializáveis, trabalharemos com a razão entre produtividade por trabalhador no Brasil e nos EUA (representando o resto do mundo), sendo que o produto real per capita (Brasil e EUA) será utilizado como *proxy* para o indicador do produto por trabalhador.

Quanto à variável CG, o teste ADF sugeriu que a série é $I(1)$, porém, o teste Phillips-Perron sinalizou que a mesma pode ser considerada estacionária em nível, ou seja, $I(0)$. Apesar da divergência dos resultados para esta série, optou-se por tratá-la como $I(1)$. A manutenção da série nas estimações pode ser assegurada pela definição de Campell e Perron (1991), que possibilita trabalhar com combinações de séries estacionárias e não estacionárias na análise de cointegração, levando em conta que a maioria das variáveis incluídas nos modelos seja não estacionária.

Deste modo, os testes de raiz unitária assinalaram a possibilidade de investigação sobre a existência de relações de cointegração entre as séries para os recortes temporais propostos, visto que todas variáveis estudadas foram consideradas não estacionárias.

A partir da averiguação da ordem de integração das séries, procedeu-se à análise de cointegração por meio do Teste de Johansen a fim de detectar a existência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis, cujos resultados em termos do número de vetores cointegrantes e defasagens utilizadas estão resumidos no Anexo I (Tabela I.2). A análise de cointegração apontou evidências de relações de longo prazo entre as séries nos diversos modelos especificados para o período 1995T1-2009T2, exceto para o Modelo 4, na especificação para *commodities* energéticas, em que não se obteve nenhum vetor de cointegração. Para o sub-período 2003T1-2009T2, os testes de Johansen identificaram para todos os modelos pelo menos um vetor de cointegração entre as séries, havendo situações em que dois ou três vetores cointegrantes foram encontrados.

4.2.2. Modelos de Vetores de Correção de Erros (VEC)

A partir das especificações da análise de cointegração, procedeu-se a estimação dos modelos VEC. As tabelas 4 e 5 apresentam um resumo referente aos resultados dos coeficientes obtidos para os diversos preços das *commodities* resultantes das estimações do VEC nas distintas especificações dos modelos.

Os resultados do VEC para os coeficientes dos preços das *commodities* sugerem alguma evidência de *commodity currency* para o Brasil no período 1995-2009, porém tais evidências são fracas, uma vez que muitos dos coeficientes estimados não têm o sinal negativo esperado ou os resultados não são estatisticamente significantes. Uma possível explicação para estes resultados se encontra no fato de que, até 1999, a taxa de câmbio brasileira pautou-se por um sistema mais rígido (bandas cambiais semi-fixas), além do que o contexto de preços internacionais das *commodities* (mais baixos) se mostrou menos favorável ao desenho de sintomas de doença holandesa no país. No entanto, quando o subperíodo 2003-2009 é analisado, as evidências parecem ser tornar mais robustas, com as condições mais propícias ao cenário de doença holandesa no Brasil: câmbio flexível apreciado e elevação dos preços das *commodities*. Neste caso, verifica-se que os resultados do VEC para os coeficientes de algumas *commodities* têm o sinal negativo e estatisticamente significativo, indicando que aumentos dos preços destas *commodities* estão associados a uma apreciação da taxa de câmbio nominal/real.

Tabela 4

Resultados das estimações do VEC para os coeficientes dos preços das *commodities* – Período 1995T1-2009T2

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 |
|-------|------------|------------|-------------|-----------|
| IPCOM | -0.064082 | 0.316647* | -0.088630** | -0.010840 |
| IPAL | -0.216754* | 0.045951 | -0.085351 | -0.026632 |
| IPMP | -0.336510* | 1.007648* | 0.090655 | 3.217749* |
| IPMIN | -0.008829 | 0.323432* | -0.170519* | -0.179189 |
| IPE | -1.041907* | -6.152392* | -0.055899** | — |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimações do VEC.

(*) e (**) Resultados significativos ao nível de significância de 1% e 5%, respectivamente.

Tabela 5

Resultados das estimações do VEC para os coeficientes dos preços das *commodities* – Período 2003T1-2009T2

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 |
|-------|-------------|------------|------------|------------|
| IPCOM | 0.083221* | 0.541065* | -0.267252 | 0.506666* |
| IPAL | -0.278578* | -21.11405* | -2.651375* | 4.336176* |
| IPMP | -0.131463** | -0.434033* | -0.556468* | -2.215975* |
| IPMIN | 0.223871* | 0.377410* | 0.184673* | -0.759494* |
| IPE | 0.082569* | 0.399166* | 0.030054 | 0.363078* |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimações do VEC.

(*) e (**) Resultados significativos ao nível de significância de 1% e 5%, respectivamente.

Para o modelo 1, no período 1995-2009, os preços gerais das *commodities* tiveram o sinal negativo esperado, porém não se mostraram estatisticamente significantes para explicar o comportamento do câmbio nominal. Quando se toma os preços de *commodities* específicas, verifica-se que os preços de alimentos, matérias-primas e energia foram importantes para explicar o comportamento da taxa de câmbio nominal e se mostraram negativamente associados com aquela variável. Nestes termos, as evidências apontam que aumentos nos preços de alimentos, matérias-primas e energia estiveram associados a uma apreciação do câmbio nominal. No subperíodo 2003-2009, o índice geral dos preços das *commodities* se mostra associado de forma positiva com a taxa de câmbio nominal,

sugerindo que os preços das *commodities* quando verificados em conjunto estariam contribuindo para depreciar a taxa de câmbio nominal. Este resultado pode estar associado ao efeito dos preços de minerais e energia, que exibem um coeficiente positivo e estatisticamente significativo, indicando que elevações nos preços destes bens pressionaram por uma depreciação do câmbio nominal. No entanto, os preços dos alimentos e das matérias-primas mantiveram o sinal negativo esperado e continuaram estatisticamente significantes na explicação do comportamento de apreciação da taxa de câmbio nominal brasileira.

As estimações do modelo 2 indicaram que, no período 1995-2009, as evidências de *commodity currency* são pouco significativas, com exceção dos preços das *commodities* energéticas, cujo sinal do coeficiente estimado é negativo e estatisticamente significativo, sendo que os demais indicadores de preços se mostram associados a uma depreciação do câmbio real neste período. No entanto, a avaliação para o subperíodo 2003-2009 indicou que os preços de alimentos e das matérias-primas estiveram associados a uma apreciação real do câmbio no período mais recente.

Os resultados para o modelo 3 revelaram que os preços de alimentos e matérias-primas continuam sinalizando uma importância para a manutenção de uma taxa de câmbio real mais apreciada, especialmente quando se considera o período mais recente. No período 1995-2009, o coeficiente do índice de preços gerais das *commodities* apresentou um sinal negativo e estatisticamente significativo, mas perdeu relevância quando foi considerado o subperíodo 2003-2009. Já os índices de minerais e de energia se mostraram influenciando uma apreciação cambial no período 1995-2009, mas perderam este efeito no subperíodo 2003-2009.

No que se refere ao modelo 4, para o período 1995-2009, as variáveis apresentaram os coeficientes negativos esperados (exceto preços de minerais/metals), porém tais coeficientes não tiveram significância estatística. Novamente, os resultados parecem se tornar mais robustos quando analisados no subperíodo 2003-2009, em que os preços matérias-primas e minerais apresentaram coeficientes negativos e significativos na explicação da taxa de câmbio real.

Em suma, os resultados da análise de cointegração indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre as séries de câmbio e preços de *commodities*, sendo que a estimação dos modelos VEC sugere que, embora as evidências sejam pouco robustas para a detecção da doença holandesa no Brasil no período pós-Real em termos do impacto dos preços de *commodities* gerais sobre o comportamento do câmbio nominal e real, quando se considera os efeitos de determinados tipos de *commodities*, como alimentos, matérias-primas, e, em menor importância, minerais e energia, tais *commodities* específicas podem ter uma contribuição para a apreciação cambial, especialmente quando se considera o período mais recente (a partir de 2003), em que o cenário internacional foi marcado por um movimento de alta dos preços das *commodities* no mercado internacional.

Este resultado pode estar associado ao fato de que o Brasil não possui uma pauta de exportações excessivamente concentrada em poucos produtos commoditizados, como no caso dos países exportadores de petróleo e derivados

(por exemplo, Rússia e Bolívia), porém verifica-se uma importância relativa das *commodities* não-energéticas (alimentos, matérias-primas e minerais) no conjunto das exportações brasileiras. Além disso, os preços das *commodities* energéticas se mostraram mais relevantes para a conformação de um contexto de apreciação cambial quando relacionados ao período completo, mas deixaram de apresentar este efeito no período mais recente, dado que, apesar do avanço da participação dos produtos energéticos nas exportações e do contexto de preços mais elevados dos itens de energia, este tipo de produto ainda tem uma participação relativamente menor do que as demais *commodities* na pauta brasileira, situação que pode vir a ser alterada no futuro quando da exploração intensa do petróleo nas camadas do pré-sal e do avanço das exportações dos biocombustíveis em âmbito mundial.

Quanto aos coeficientes das demais variáveis pertencentes aos modelos, verifica-se que há uma grande instabilidade dos coeficientes estimados, sendo que, em diversas situações, tais coeficientes possuem o sinal errado ou não são estatisticamente significantes, o que dificulta a confirmação mais precisa dos sintomas de doença holandesa no Brasil. Assim, de uma forma bastante generalizada, verifica-se que, para o período completo (1995-2009), o diferencial de oferta de moeda parece contribuir para uma depreciação da taxa de câmbio nominal, ao passo que a variável diferencial de juros nominais parece contribuir para uma apreciação do câmbio real. De outro lado, as variáveis diferencial do produto nominal, diferencial de produtividade e termos de troca não se mostraram relevantes para a determinação de uma taxa de câmbio mais apreciada neste período. No subperíodo 2003-2009, o diferencial de juros reais é significativo para explicar a apreciação cambial. Já o diferencial de produtividade também parece estar associado a uma apreciação do câmbio real, principalmente quando relacionado aos modelos atrelados às *commodities* não-energéticas e suas diversas especificações. Finalmente, os termos de troca parecem contribuir para uma apreciação cambial (sinal negativo e significativo) apenas quando associados aos modelos de preços gerais de *commodities* e alimentos.

5. Conclusões

A partir de uma extensão de modelos tradicionais que buscam incorporar elementos reais (produtividade e termos de troca) nas equações de determinação do câmbio real no longo prazo, a literatura sobre *commodities currencies* incorpora os preços das *commodities* para explicar o comportamento do câmbio real de longo prazo no contexto de economias cujas pautas de exportações contam com uma participação significativa deste tipo de bem. Neste sentido, diversos trabalhos têm encontrado evidências empíricas capazes de corroborar a intuição de uma relação entre preços de *commodities* e a conformação de uma taxa de câmbio real mais apreciada em países exportadores de produtos intensivos em recursos naturais.

A análise do desempenho do mercado de *commodities* indicou que o cenário internacional tem se mostrado favorável à manutenção de patamares mais elevados

para os preços dos bens intensivos em recursos naturais, especialmente após 2002, a partir da elevação da demanda mundial por este tipo de produto decorrente principalmente do crescimento das economias do leste asiático e chinesa. Além disso, gargalos de oferta e fatores climáticos também tiveram uma contribuição para a configuração de um contexto de recuperação dos preços das *commodities* ao longo da década de 2000. A rápida recuperação dos preços das *commodities* em 2009 sinaliza que a melhora nos termos de troca a favor das *commodities* não será revertida no médio prazo, sendo que a demanda externa continuará exercendo pressões altistas sobre os preços dos produtos primários.

Este trabalho discutiu a existência de sintomas de doença holandesa no Brasil no período 1995-2009 por meio de análise de cointegração e construção de modelos VEC a fim de captar a importância de um cenário mais favorável nos mercados internacionais das diversas *commodities* exportadas pelo país (preços gerais e preços de *commodities* energéticas e não-energéticas: alimentos, matérias-primas, minerais) sobre o comportamento da taxa de câmbio brasileira.

Os resultados dos modelos VEC apontaram que as evidências de *commodity currency* para o Brasil para o período 1995-2009 devem ser vistas com cuidado, pois muitos dos coeficientes dos preços das *commodities* analisadas foram positivos, ou, quando negativos, não se mostraram estatisticamente significantes. No entanto, quando se toma o subperíodo 2003-2009, as evidências parecem ser tornar mais robustas. Cabe destacar que este período é caracterizado por um contexto mais favorável à manifestação da doença holandesa no Brasil: preços internacionais das *commodities* elevados, câmbio flexível apreciado e expressiva participação dos produtos intensivos em recursos naturais na pauta de exportações brasileiras.

Os resultados das estimações sugerem uma importância da análise dos efeitos dos preços de *commodities* desagregados sobre a taxa de câmbio brasileira no período pós-Real, uma vez que o indicador geral de preços das *commodities* tem dificuldade em sinalizar evidências de doença holandesa para o Brasil. Porém, quando tomados os preços de alimentos, matérias-primas, e, em menor grau, minerais, os resultados indicaram que tais variáveis parecem contribuir para uma apreciação cambial no período mais recente. Estes resultados podem estar atrelados ao fato de que o país, embora mantenha suas vantagens comparativas em produtos intensivos em recursos naturais, não possui uma pauta de exportações concentrada em poucos produtos, sendo que o grau de integração e o elo dinâmico entre as cadeias industriais podem estar limitando os efeitos mais expressivos da doença holandesa no Brasil em função dos avanços de determinados setores de conteúdo tecnológico mais avançado na esteira dos aspectos favoráveis (demanda externa e preços elevados) ao desenvolvimento dos setores *commoditized* verificados ao longo dos últimos anos.

Assim, em um contexto recente marcado pela elevação dos preços internacionais das *commodities* e pelas perspectivas de pressões futuras de apreciação cambial em função da extração do petróleo no pré-sal, a identificação de sintomas de doença holandesa no Brasil torna imperativo se pensar sobre medidas que permitam neutralizar a excessiva apreciação da taxa de câmbio real no país. Dentre tais

medidas, verifica-se a fixação de um imposto sobre as exportações de *commodities*, cujas receitas sejam destinadas a um fundo de estabilização que ajudasse na implementação de uma política fiscal mais sólida, prevenindo o aumento dos gastos do governo em decorrência do boom das receitas de recursos naturais. Todavia, mais efetiva seria a construção de um aparato estrutural que visasse uma alteração da estrutura exportadora para bens intensivos em tecnologia ou pela ampliação do grau de processamento das *commodities* a fim de agregar mais valor a tais produtos. Neste sentido, medidas de política industrial vertical acompanhadas de exigências de ganhos de produtividade e de aumento do valor agregado aos produtos por meio da qualificação da mão-de-obra e de inovação tecnológica poderiam estimular as exportações de indústrias com maior potencial tecnológico. Ademais, há que se melhorar o ambiente no qual as empresas operam, reduzindo as deficiências do país em termos de infraestrutura, burocracia, tributação, e falta de clareza do marco regulatório em certos setores. Tais ações são imprescindíveis para a obtenção de ganhos de produtividade, promoção de investimento e capacitação da mão-de-obra que permitam à indústria doméstica lidar em condições de competitividade com a concorrência internacional.

Cabe ressaltar ainda que as opções de política econômica no intuito de evitar ou minimizar o ritmo da apreciação da taxa de câmbio real podem passar por medidas mais de curto prazo, tais como imposto sobre operações financeiras sobre a entrada de capitais, com vistas a diminuir a rentabilidade dos ativos expressos em moeda doméstica em um ambiente de juros internos elevados, especialmente quando se considera uma conjuntura mais recente de pressões inflacionárias advindas de um produto operando acima do seu nível potencial e repasses de movimentos de elevação de preços internacionais. Porém, tais medidas têm limitações em termos da capacidade de evitar a tendência de apreciação cambial e, neste sentido, pode-se argumentar que os controles sobre os fluxos de capitais têm papel relativo em termos temporais e de sua eficácia.

Finalmente, um aspecto adicional a ser considerado é que o movimento de apreciação da taxa de câmbio real brasileira está associado não apenas à dinâmica da economia brasileira discutida no artigo no que se refere ao papel da especialização das exportações de *commodities*, mas também depende de aspectos externos/exógenos à política econômica doméstica, como é o caso da tendência de depreciação do Dólar face às demais moedas internacionais, em função das medidas adotadas pelo Federal Reserve de significativa expansão monetária (baixas taxas de juros) mediante aos recorrentes desequilíbrios externos da economia norte-americana. A tendência verificada de depreciação do Dólar no período pós-crise financeira e a impossibilidade de que se retorne em termos de magnitude a um padrão de financiamento pré-crise marcado por amplos desequilíbrios globais, onde parte dos países asiáticos (exceção feita à Índia), países exportadores de petróleo (Oriente Médio) e Rússia vinham obtendo elevados superávits nas transações correntes de forma a financiar o déficit norte-americano nas transações correntes, sugerem a necessidade de que a política econômica brasileira não possa contar substancialmente com o câmbio como variável de ajuste

de forma a proporcionar ganhos de competitividade, ou mesmo como variável de ajuste externo.

As implicações de política econômica para a economia brasileira indicam a necessidade de um novo papel da política industrial e de se criar condições para que o ambiente macroeconômico possa conviver com juros (nominais e reais) mais baixos de tal forma a se auferir ganhos alocativos e de competitividade, convivendo com uma taxa de câmbio real cuja trajetória futura não aponta para um movimento de depreciação real.

Referências bibliográficas

- Abbott, P. (2009). Development dimensions of high food prices. Working Papers 18, OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1787/222521043712>. Acesso em Janeiro de 2010.
- Amano, R. A. & Van Noorden, S. (1995). Terms of trade and real exchange rates: The Canadian evidence. *Journal of International Money and Finance*, 14:83–104.
- BCB (2010). Economia e finanças. séries temporais. Banco Central do Brasil. Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>. Acesso em Janeiro de 2010.
- Beine, M., Bos, C. S., & Coulombe, S. (2009). Does the Canadian economy suffer from Dutch disease? Disponível em <http://ssrn.com/abstract=1336635>. Acesso em Setembro de 2009.
- Brahmbhatt, M. & Canuto, O. (2010). Natural resources and development strategy after the crisis. PREM Notes Economic Policy 147, The World Bank.
- Bresser-Pereira, L. C. (2008). The Dutch disease and its neutralization: A Ricardian approach. *Revista de Economia Política*, 28:47–71.
- Cerutti, E. & Mansilla, M. (2008). Bolivia: The hydrocarbons boom and the risk of Dutch disease. Working paper, IMF Western Hemisphere Department. Disponível em: <http://www.imf.org/eXternal/pubs/ft/wp/2008/wp08154.pdf>. Acesso em Setembro de 2009.
- Chen, Y. & Rogoff, K. (2002). Commodity currency and empirical exchange rate puzzles. Working Paper 02/27, IMF. Disponível em: <http://www.imf.org/eXternal/pubs/ft/wp/2002/wp0227.pdf>. Acesso em Março de 2010.
- Clements, K. W. & Fry, R. (2006). Commodity currencies and currency commodities. Economics Discussion/Working Papers 06-17, The University of Western Australia, Department of Economics. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/uwa/wpaper/06-17.html>. Acesso em Março de 2010.
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: Survey and consolidation. *Oxford Economic Papers*, 36:359–380.
- Corden, W. M. & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *Economic Journal*, 92:825–848.
- De Gregorio, J. & Wolf, H. (1994). Terms of trade, productivity and the real exchange rate. Working Paper 4807, NBER, Cambridge, Massachusetts.
- Egert, B. & Leonard, C. S. (2007). Dutch disease scare in Kazakhstan: Is it real? *Open Economies Review*, 19(2):147–165. Published online. Disponível em: <http://www.springerlink.com/content/r6621702tq170327>. Acesso em Setembro de 2009.
- Fernandez, C. Y. H. (2003). Câmbio real e preços de commodities: Relação identificada

- através da mudança de regime cambial. Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica. Departamento de Economia, Rio de Janeiro.
- Froot, K. & Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In Grossman, G. & Rogoff, K., editors, *Handbook of International Economics*, pages 1647–88. Elsevier Science B. V.
- Hampshire, B. N. (2008). O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities: Uma análise empírica. Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia.
- IFS (2009). International financial statistics database. Cd-Rom. International Monetary Fund (IMF), Washington, DC.
- IMF (2010). IMF primary commodity prices. International Monetary Fund. Data and Statistics. Disponível em: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>. Acesso em Setembro de 2010.
- IPEADATA (2010). Base de Dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA). Macroeconômico. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?192810671>. Acesso em Janeiro de 2010.
- MDIC (2010). Estatísticas de Comércio Exterior (DEPLA) – Balança comercial Brasileira Mensal. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Disponível em: <http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna.php?area=5&menu=1161>. Acesso em Janeiro de 2010.
- Oomes, N. & Kalcheva, K. (2007). Diagnosing Dutch disease: Does Russia have the symptoms? Working paper, IMF Middle East and Central Asia Department. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07102.pdf>. Acesso em Setembro de 2009.
- Prates, D. M. (2007). A alta recente dos preços das commodities. *Revista de Economia Política*, 27:323–344.
- Prates, D. M. & Marçal, E. F. (2008). O papel do ciclo de preços das commodities no desempenho recente das exportações brasileiras. *Revista Análise Econômica*, 26:163–191.
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34:647–68.

Anexo 1

Tabela I.1: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

| Variável | t-ADF | Valores Críticos | | Prob | t-PP | Valores Críticos | | Prob |
|----------|------------|------------------|------------|--------|------------|------------------|------------|--------|
| | | 1% | 5% | | | 1% | 5% | |
| TCN | 1.120.423 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.9302 | 1.014.843 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.9165 |
| DTCN | -5.927.163 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -5.864.173 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| TCREF | 0.221752 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.7471 | 0.265967 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.7597 |
| DTCREF | -6.300.652 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -6.183.949 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPCOM | 0.993352 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.9134 | 0.701108 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.8641 |
| DIPCOM | -6.050.734 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -4.688.770 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPAL | 0.522733 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.8256 | 0.652227 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.8542 |
| DIPAL | -6.079.171 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -5.343.097 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPCAR | 0.869990 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.8946 | -3.359.656 | -4.127.338 | -3.490.662 | 0.0672 |
| DIPCAR | -7.305.503 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -7.305.028 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPGR | 0.454618 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.8094 | 0.473385 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.8141 |
| DIPGR | -6.277.451 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -5.296.826 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPMP | -3.266.718 | -3.552.666 | -2.914.517 | 0.0213 | -0.959245 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.2975 |
| DIPMP | -5.717.525 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -5.355.261 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPMIN | 0.365165 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.7867 | 0.308542 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.7715 |
| DIPMIN | -4.737.080 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -4.630.713 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| IPE | 1.083.196 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.9255 | 0.962898 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.9091 |
| DIPE | -5.664.457 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -5.091.852 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| JN | -1.834.318 | -2.615.093 | -1.947.975 | 0.0638 | -2.556.140 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.0114 |
| DJN | -6.369.056 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -6.827.600 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| JR | -2.332.234 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0203 | -2.555.090 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.0115 |
| DJR | -7.064.187 | -2.607.686 | -1.946.878 | 0.0000 | -6.577.748 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| M | -0.455890 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.5132 | -0.672422 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.4214 |
| DM | -6.106.487 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -6.106.487 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| Y | -0.122907 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.6370 | -0.125277 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.6362 |
| DY | -7.815.916 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -7.814.662 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| PROD | 0.627104 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.8489 | 0.620395 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.8475 |
| DPROD | -7.567.612 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -7.570.626 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| CC | -121.321 | -2.609.324 | -1.947.119 | 0.2035 | -2.092.382 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.0360 |
| DCC | -2.870.758 | -2.609.324 | -1.947.119 | 0.0049 | -1.367.055 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |
| CG | -3.195.538 | -3.562.669 | -2.918.778 | 0.0259 | -9.638.679 | -3.550.396 | -2.913.549 | 0.0000 |
| DCG | -4.716.500 | -2.609.324 | -1.947.119 | 0.0000 | — | — | — | — |
| TT | -1.560.236 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.1107 | -1.627.386 | -2.606.163 | -1.946.654 | 0.0973 |
| DTT | -6.734.235 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 | -6.716.251 | -2.606.911 | -1.946.764 | 0.0000 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

D indica variável em primeira diferença.

Tabela I.2: Resumo dos Resultados da Análise de Cointegração (Teste de Johansen)

| Modelo 1: TCN, JN, M, Y, PREÇOS DE <i>COMMODITIES</i> | | | | |
|---|-----------------------|------------|------------------------------|------------|
| Variáveis | 1995T1-2009T2 | | 2003T1-2009T2 | |
| | Vetores Cointegrantes | Defasagens | No. de Vetores Cointegrantes | Defasagens |
| IPCOM | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPAL | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPMP | 1 | 1 | 3 | 2 |
| IPMIN | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPE | 1 | 1 | 2 | 2 |
| Modelo 2: TCREF, JR, M, PROD, PREÇOS DE <i>COMMODITIES</i> | | | | |
| IPCOM | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPAL | 1 | 1 | 1 | 2 |
| IPMP | 1 | 1 | 1 | 1 |
| IPMIN | 1 | 1 | 1 | 2 |
| IPE | 1 | 1 | 2 | 2 |
| Modelo 3: TCREF, CG, CC, PROD, PREÇOS DE <i>COMMODITIES</i> | | | | |
| IPCOM | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPAL | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPMP | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPMIN | 1 | 1 | 3 | 2 |
| IPE | 1 | 1 | 1 | 2 |
| Modelo 4: TCREF, CG, CC, TT, PREÇOS DE <i>COMMODITIES</i> | | | | |
| IPCOM | 1 | 1 | 1 | 2 |
| IPAL | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPMP | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPMIN | 1 | 1 | 2 | 2 |
| IPE | 0 | – | 1 | 2 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimações econométricas.

Tabela I.3: Resultados do VEC para Modelo 1 – TCN, JN, M, Y, PCOM (Período 1995T1-2009T2)

| | | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|
| JN | -0.008073 (0.00107) [-7.57224] | -0.004320 (0.00069) [-6.24003] | -0.007515 (0.00097) [-7.72075] | -0.003883 (0.00069) [-5.61678] | -0.009264 (0.00127) [-7.31028] | -0.007330 (0.00099) [-7.41240] | -0.051590 (0.00695) [-7.42770] |
| M | 0.304211 (0.16385) [1.85670] | 0.190880 (0.10173) [1.87630] | 0.353497 (0.15679) [2.25458] | 0.273682 (0.09292) [2.94535] | 0.092631 (0.20979) [0.44155] | 0.366303 (0.14473) [2.53095] | 1.107.087 (0.26442) [4.18685] |
| Y | 0.600817 (0.21663) [2.77349] | 0.820948 (0.13907) [5.90323] | 0.501746 (0.19127) [2.62326] | 0.708609 (0.12345) [5.74025] | 0.865413 (0.27226) [3.17862] | 0.503569 (0.19085) [2.63857] | -0.154504 (0.19828) [-0.77924] |
| IPCOM | -0.064082 (0.07424) [-0.86321] | | | | | | |
| IPAL | | -0.216754 (0.06830) [-3.17363] | | | | | |
| IPCAR | | | 0.008117 (0.15361) [0.05284] | | | | |
| IPGR | | | | -0.156256 (0.05022) [-3.11118] | | | |
| IPMP | | | | | -0.336510 (0.16782) [-2.00518] | | |
| IPMIN | | | | | | -0.008829 (0.05421) [-0.16286] | |
| IPE | | | | | | | -1.041.907 (0.15167) [-6.86938] |
| C | -1.400.737 | -0.027333 | -2.027.706 | -0.687764 | 0.857009 | -1.960.714 | |
| TEND. | -0.015312 (0.00220) [-6.96143] | -0.013534 (0.00099) [-13.7173] | -0.016763 (0.00179) [-9.38352] | -0.014114 (0.00085) [-16.5986] | -0.016018 (0.00134) [-11.9491] | -0.016432 (0.00174) [-9.45424] | |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.4: Resultados do VEC para Modelo 2 – TCREF, JR, M, PROD, PCOM (Período 1995T1-2009T2)

| | | | | | | | |
|-------|---------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|
| JR | 0.015950 (0.00292) [5.47025] | 0.013559 (0.00271) [5.00574] | 0.015978 (0.00316) [5.05180] | 0.014448 (0.00271) [5.32868] | 0.016131 (0.00253) [6.37806] | 0.016172 (0.00268) [6.02584] | -0.358022 (0.04610) [-7.76666] |
| M | -0.260479 (0.22151) [-1.17595] | 0.125889 (0.17623) [0.71434] | -0.187459 (0.19936) [-0.94030] | 0.262036 (0.17829) [1.46969] | 0.347943 (0.10897) [3.19294] | -0.167451 (0.20523) [-0.81592] | 8.293.447 -274.558 [3.02065] |
| PROD | 0.646664 (0.18364) [3.52140] | 0.344354 (0.12531) [2.74804] | 0.653812 (0.19620) [3.33245] | 0.259228 (0.12275) [2.11177] | 0.058396 (0.10213) [0.57180] | 0.527966 (0.15452) [3.41673] | -7.513.017 -215.206 [-3.49108] |
| IPCOM | 0.316647 (0.13129) [2.41178] | | | | | | |
| IPAL | | 0.045951 (0.20614) [0.22291] | | | | | |
| IPCAR | | | 0.854396 (0.34337) [2.48823] | | | | |
| IPGR | | | | -0.076293 (0.17171) [-0.44430] | | | |
| IPMP | | | | | 1.007.648 (0.26944) [3.73982] | | |
| IPMIN | | | | | | 0.323432 (0.10292) [3.14261] | |
| IPE | | | | | | | -6.152.392 -166.757 [-3.68943] |
| C | -3.990.987 (0.42876) [-9.30825] | -3.819.027 (0.81049) [-4.71198] | -6.364.225 -110.744 [-5.74680] | -3.564.533 (0.66559) [-5.35545] | -9.265.322 -136.783 [-6.77374] | -4.457.768 (0.39122) [-11.3945] | |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.5: Resultados do VEC para Modelo 3 – TCREF, CG, CC, PROD, PCOM
(Período 1995T1-2009T2)

| | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CC | 0.010187 (0.01061) [0.95980] | 0.012048 (0.01034) [1.16563] | 0.010618 (0.01052) [1.00928] | 0.000669 (0.01026) [0.06517] | 0.016038 (0.01390) [1.15373] | 0.009680 (0.00888) [1.09040] |
| CG | 2.795.792 (0.40194) [6.95571] | 2.418.767 (0.37086) [6.52201] | 2.533.239 (0.38516) [6.57707] | 2.484.328 (0.38088) [6.52268] | 4.257.080 (0.51688) [8.23617] | 2.298.076 (0.34900) [6.58468] |
| PROD | 0.353336 (0.04823) [7.32531] | 0.409091 (0.05591) [7.31723] | 0.406388 (0.06018) [6.75295] | 0.350049 (0.07018) [4.98754] | 0.315292 (0.06471) [4.87272] | 0.357571 (0.04086) [8.75184] |
| IPCOM | -0.088630 (0.05207) [-1.70197] | | | | | |
| IPAL | | -0.085351 (0.10549) [-0.80912] | | | | |
| IPGR | | | -0.070959 (0.09188) [-0.77234] | | | |
| IPMP | | | | 0.090655 (0.25047) [0.36193] | | |
| IPMIN | | | | | -0.170519 (0.06126) [-2.78365] | |
| IPE | | | | | | -0.055899 (0.03128) [-1.78687] |
| C | -1.132.248 -131.315 [-8.62240] | -1.001.293 -136.903 [-7.31388] | -1.042.983 -136.859 [-7.62086] | -1.123.588 -195.725 [-5.74065] | -1.542.788 -165.488 [-9.32265] | -9.976.408 -112.102 [-8.89944] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.6: Resultados do VEC para Modelo 4 – TCREF, CG, CC, TT, PCOM (Período 1995T1-2009T2)

| | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|
| CC | 0.007452 (0.03130) [0.23810] | 0.016581 (0.03490) [0.47516] | 0.017465 (0.03128) [0.55829] | 0.024077 (0.03137) [0.76744] | -0.051436 (0.02486) [-2.06899] | 0.051120 (0.04088) [1.25043] |
| CG | 8.362.750 -104.874 [7.97410] | 0.016581 (0.03490) [0.47516] | 9.266.612 -108.813 [8.51609] | 8.710.229 -109.226 [7.97448] | -6.575.427 (0.75687) [-8.68766] | 1.073.733 -132.975 [8.07472] |
| TT | 1.002.175 -113.391 [0.88382] | 0.211538 -167.724 [0.12612] | 0.645290 (0.97078) [0.66472] | 0.687288 -160.519 [0.42817] | 3.017.379 -109.581 [2.75356] | -0.201880 -158.924 [-0.12703] |
| IPCOM | -0.010840 (0.17717) [-0.06119] | | | | | |
| IPAL | | -0.026632 (0.47206) [-0.05642] | | | | |
| IPCAR | | | -0.050887 (0.46210) [-0.11012] | | | |
| IPGR | | | | -0.074820 (0.36628) [-0.20427] | | |
| IPMP | | | | | 3.217.749 (0.48890) [6.58167] | |
| IPMIN | | | | | | -0.179189 (0.21161) [-0.84678] |
| C | -2.954.790 -334.003 [-8.84661] | -3.272.375 -435.760 [-7.50959] | -3.206.912 -400.855 [-8.00018] | -3.023.612 -379.242 [-7.97277] | | -3.576.602 -411.726 [-8.68684] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.7: Resultados do VEC para Modelo 1 – TCN, JN, M, Y, PCOM
(Período 2003T1-2009T2)

| | | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| JN | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| M | -0.063090 (0.07988) [-0.78978] | -0.189998 (0.07086) [-2.68121] | 0.000000 | -0.087468 (0.04078) [-2.14482] | 0.000000 | 0.954922 (0.04965) [19.2328] | -0.382522 (0.12730) [-3.00490] |
| Y | 0.948969 (0.08497) [11.1680] | 2.158.695 (0.12525) [17.2350] | 0.889758 (0.16588) [5.36399] | 1.421.381 (0.07498) [18.9556] | 0.537261 (0.06761) [7.94660] | 0.007611 (0.05561) [0.13687] | 1.275.354 (0.11539) [11.0524] |
| IPCOM | 0.083221 (0.03716) [2.23971] | | | | | | |
| IPAL | | -0.278578 (0.04561) [-6.10778] | | | | | |
| IPCAR | | | 1.741.576 (0.12738) [13.6721] | | | | |
| IPGR | | | | -0.170231 (0.01487) [-11.4486] | | | |
| IPMP | | | | | -0.131463 (0.06955) [-1.89013] | | |
| IPMIN | | | | | | 0.223871 (0.01533) [14.6056] | |
| IPE | | | | | | | 0.082569 (0.03296) [2.50488] |
| C | -1.530.705 | 4.849.402 | -9.184.350 | 1.465.714 | -2.222.823 | -5.172.584 | -0.406595 |
| TEND. | -0.008519 (0.00237) [-3.59224] | -0.042570 (0.00305) [-13.9561] | -0.020405 | -0.019817 (0.00175) [-11.2955] | 0.010507 (0.00336) [3.12810] | -0.039600 (0.00341) [-11.5995] | -0.004673 (0.00316) [-1.47936] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.8: Resultados do VEC para Modelo 2 – TCREF, JR, M, PROD, PCOM (Período 2003T1-2009T2)

| | | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|
| JR | 0.000000 | -0.663168 (0.10370) [-6.39500] | 0.000000 | 0.000000 | -0.027583 (0.00135) [-20.4995] | -0.010843 (0.00309) [-3.50769] | 0.000000 |
| M | -0.481826 (0.04029) [-11.9579] | 3.826.756 -758.026 [5.04832] | 0.592738 (0.18013) [3.29058] | -0.195360 (0.15046) [-1.29838] | 1.315.906 (0.07947) [16.5590] | 1.817.704 (0.11668) [15.5779] | -1.028.323 (0.05186) [-19.8284] |
| PROD | 0.494723 (0.04177) [11.8448] | -6.174.468 -156.079 [-3.95598] | -0.318013 (0.31568) [-1.00738] | 1.228.353 (0.25287) [4.85766] | 0.026108 (0.08516) [0.30657] | -0.558039 (0.07528) [-7.41290] | 1.229.507 (0.05001) [24.5858] |
| IPCOM | 0.541065 (0.02304) [23.4870] | | | | | | |
| IPAL | | -2.111.405 -792.903 [-2.66288] | | | | | |
| IPCAR | | | 1.181.316 (0.13908) [8.49402] | | | | |
| IPGR | | | | -0.633978 (0.07215) [-8.78743] | | | |
| IPMP | | | | | -0.434033 (0.08565) [-5.06733] | | |
| IPMIN | | | | | | 0.377410 (0.03810) [9.90495] | |
| IPE | | | | | | | 0.399166 (0.01613) [24.7508] |
| C | -5.384.897 | -1.154.587 | -1.097.680 | 2.720.590 | -1.402.896 | -7.154.300 | -2.191.995 |
| TEND. | 0.002400 | | -0.015788 | | -0.066067 (0.00313) [-21.1256] | -0.093224 (0.00618) [-15.0862] | 0.010159 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.9: Resultados do VEC para Modelo 3 – TCREF, CG, CC, PROD, PCOM (Período 2003T1-2009T2)

| | | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CC | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.024578 (0.00339) [7.25124] |
| CG | 2.796.712 (0.59210) [4.72338] | -7.930.883 (0.45093) [-17.5877] | 0.000000 | -4.424.135 (0.57423) [-7.70445] | 2.963.972 (0.34605) [8.56514] | 0.000000 | 2.236.472 (0.12574) [17.7866] |
| PROD | 2.972.720 (0.36672) [8.10625] | 0.665286 (0.22839) [2.91291] | -6.098.130 -133.498 [-4.56795] | 1.753.339 (0.27429) [6.39236] | 0.806588 (0.18764) [4.29849] | 2.446.968 (0.15265) [16.0297] | 1.205.925 (0.07201) [16.7460] |
| IPCOM | -0.267252 (0.23441) [-1.14012] | | | | | | |
| IPAL | | -2.651.375 (0.14293) [-18.5499] | | | | | |
| IPCAR | | | 1.216.557 (0.93142) [1.30613] | | | | |
| IPGR | | | | -1.081.976 (0.10588) [-10.2188] | | | |
| IPMP | | | | | -0.556468 (0.24795) [-2.24429] | | |
| IPMIN | | | | | | 0.184673 (0.04615) [4.00181] | |
| IPE | | | | | | | 0.030054 (0.01961) [1.53232] |
| C | -0.245390 | 3.284.894 | -3.413.731 | 1.983.608 | -7.800.247 | 4.085.056 | -6.822.081 |
| TEND. | -0.081543 | 0.077371 | 0.205385 | 0.000178 | -0.017381 (0.00778) [-2.23539] | -0.078286 (0.00750) [-10.4332] | -0.029695 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].

Tabela I.10: Resultados do VEC para Modelo 4 - TCREF, CG, CC, TT, PCOM (Período 2003T1-2009T2)

| | | | | | | | |
|-------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CC | 0.506666 (0.10508) [4.82172] | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -0.051422 (0.00599) [-8.57883] |
| CG | 5.366.560 (0.29793) [18.0127] | 2.140.119 (0.43954) [48.6903] | 2.098.983 -100.054 [20.9786] | 0.203816 (0.47429) [0.42973] | 3.627.509 (0.43468) [8.34533] | 7.841.817 (0.83820) [9.35558] | 5.581.123 (0.28811) [19.3716] |
| TT | -0.056428 (0.00709) [-7.95967] | -5.599.808 (0.47222) [-11.8585] | -2.631.818 -188.774 [-13.9416] | -1.197.448 (0.56945) [-2.10282] | 3.095.190 -109.219 [2.83394] | 3.046.454 -189.253 [1.60972] | 1.550.172 (0.36588) [4.23682] |
| IPCOM | 0.439329 (0.34610) [1.26936] | | | | | | |
| IPAL | | 4.336.176 (0.12653) [34.2691] | | | | | |
| IPCAR | | | 4.126.767 (0.32185) [12.8220] | | | | |
| IPGR | | | | -0.511667 (0.08556) [-5.98031] | | | |
| IPMP | | | | | -2.215.975 (0.62519) [-3.54448] | | |
| IPMIN | | | | | | -0.759494 (0.17607) [-4.31349] | |
| IPE | | | | | | | 0.363078 (0.05893) [6.16087] |
| C | -2.248.604 | -8.723.681 | -8.620.644 | -3.188.384 | -5.207.751 | -2.446.370 -247.738 [-9.87483] | -2.243.350 |
| TEND. | -0.033448 | -0.106986 (0.00375) [-28.4964] | 0.079973 | 0.034789 | | | -0.037042 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 5.1.

Nota: Desvio-padrão entre () e *t*-estatístico entre [].