



Bruno Niemeyer Hampshire

**O Efeito de Preços de Commodities sobre a Taxa de
Câmbio Real para Países Exportadores de Commodities:
Uma Análise Empírica**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para
obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-
Graduação em Economia da PUC-Rio.

Orientadores: Marcelo Cunha Medeiros

Marcos de Carvalho Chamon

Rio de Janeiro,

Março de 2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



Bruno Niemeyer Hampshire

**O Efeito de Preços de Commodities sobre a Taxa de
Câmbio Real para Países Exportadores de Commodities:
Uma Análise Empírica**

Dissertação apresentada como requisito parcial para
obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-
Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela
Comissão Examinadora abaixo assinada.

Marcelo Cunha Medeiros

Orientador

PUC-Rio

Marcelo de Paiva Abreu

PUC-Rio

Eduardo Henrique de Mello Motta Loyo

UBS Pactual

Nizar Messari

Coordenador(a) Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 31 de março de 2008

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Bruno Niemeyer Hampshire

Graduado em engenharia de produção pela Universidade Federal do Rio de Janeiro. Kursou o mestrado em economia entre 2006 e 2008. Atualmente trabalha no Banco JP Morgan Chase

Ficha Catalográfica

Hampshire, Bruno Niemeyer

O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities: uma análise empírica/ Bruno Niemeyer Hampshire; orientadores: Marcelo Cunha Medeiros e Marcos de Cavalho Chamon – Rio de Janeiro: PUC-Rio. Departamento de Economia. 2008

80f.;30cm

Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008

Incluí referências bibliográficas.

1. Economia - Teses. 2. Commodity currency, 3. Taxa de câmbio real, 4. Termos de troca. 5. Efeito Ballassa-Samuelson I. Marcelo Cunha Medeiros. II Marcos de Cavalho Chamon . III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. IV. Título

CDD:330

Dedico o presente trabalho a todos aqueles que conheci durante o curso de mestrado, em particular a todos os professores que me proporcionaram ensinamentos que me serão fundamentais no decorrer de minha vida profissional e aos companheiros de classe que me acompanharam durante estes dois anos e três meses em que ficamos estudando

Agradecimentos

Agradeço à minha família pelo apoio dado durante o período em que permaneci estudando e à todos os professores que me proporcionaram (sem sombra de dúvida) os melhores ensinamentos em teoria econômica que eu jamais poderia ter. Agradeço em particular ao professor, orientador e amigo Marcelo Medeiros que me orientou em meu trabalho de dissertação de mestrado com total atenciosidade e sempre me ajudando com comentários e conselhos importantíssimos. Agradeço também ao meu co-orientador e amigo Marcos Chamon, por total suporte em questões relacionada à Macroeconomia, e finalmente aos professores Eduardo Loyo e Marcelo Abreu por terem participado da Banca Examinadora de meu trabalho e por seus comentários sempre bem postados.

Resumo

Hampshire, Bruno Niemeyer. **O Efeito de Preços de Commodities sobre a Taxa de Câmbio Real para Países Exportadores de Commodities: Uma Análise Empírica**. Rio de Janeiro, 2008. 80p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

A presente dissertação busca estudar empiricamente a relação entre preço de commodities e taxa de câmbio real para países que possuem alta participação destes produtos em sua pauta de exportação. De fato, os países que estamos estudando (Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Brasil) possuem tais características e, desta forma, preços de commodities devem ser determinantes fundamentais de seus termos de troca, tornando-se importantes na determinação de suas taxas de câmbio real de equilíbrio. Compreendemos que o trato cuidadoso das technicalidades relacionadas a este estudo é de fundamental importância para uma estimação consistente dos coeficientes de interesse, principalmente quando levamos em consideração as diversas divergências existentes na literatura quanto à qual o mecanismo gerador de dados das séries de preço de commodities e de taxa de câmbio real e quanto à endogeneidade da variável índice de preço de commodities na determinação da taxa de câmbio real. Para contornar tal problema partiremos de diferentes hipóteses para estas questões e utilizaremos técnicas econométricas apropriadas para cada hipótese, buscando obter resultados robustos a estas divergências.

Palavras-chave

commodity currency, taxa de câmbio real, termos de troca, efeito Balassa-Samuelson

Abstract

Hampshire, Bruno Niemeyer. **O Efeito de Preços de Commodities sobre a Taxa de Câmbio Real para Países Exportadores de Commodities: Uma Análise Empírica.** Rio de Janeiro, 2008. 80p. MSc Dissertation - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This dissertation intends to study the relationship between commodity prices and real effective exchange rate for countries which exports portfolios accounts on a large share of commodity related products. In fact, all the four countries we study (Australia, Canada, New Zealand and Brazil) depends heavily on commodity exports, and therefore commodity prices might be important determinant of their terms of trade, becoming fundamental variable to the real exchange rate determination. It is also of great importance the careful treatment of the technical issues related to the study, so as to provide consistent estimates of the coefficients of interest, mainly when we consider all the divergence related to what the true data generating process of the series and the endogeneity of the commodity price index. To solve this issue we follow considering different assumptions, and for each we use appropriate econometric technical and then compare the results.

Keywords

terms of trade, real effective exchange rate, Balassa-Samuelson effect

Sumário

1 Introdução e Motivação	9
2 Análise das Economias Abordadas	15
2.1. Caracterização das Economias Abordadas no Âmbito da Literatura Sobre Commodity Currency	15
2.2. Análise das Economias Abordadas: Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Brasil	16
3 Modelo Teórico e Abordagem Econométrica	22
3.1. Arcabouço Teórico	24
3.2. Abordagem Econométrica	35
3.3. Descrição das Variáveis Utilizadas	41
3.4. Análise Empírica	45
3.5. Comparando os Resultados dos Países	65
4 Conclusão	68
5 Bibliografia	70
6 Apêndice	75
6.1. Apêndice A - Participação relativa de commodities no índice de preço específico de Brasil e Nova Zelândia	75
6.2. Apêndice B – Testes de raiz unitária nas variáveis do modelo	75
6.3. Apêndice C – Testes de cointegração	77

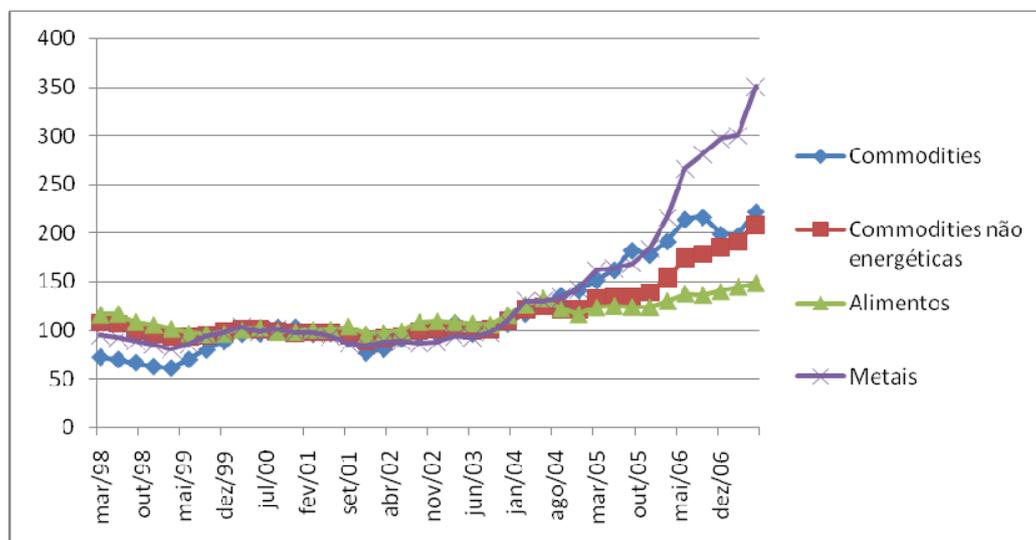
1

Introdução e Motivação

A partir de 2002 é possível verificar uma escalada sem precedentes nos preços de commodities negociadas ao redor do mundo. A maior valorização recaiu sobre as commodities metálicas, tendo alguns destes produtos mais do que quadruplicado de valor em dólar, como o caso do cobre. Podemos associar esta valorização ao aumento da demanda mundial por estes produtos, que tem sido provocado basicamente pelo crescimento de economias asiáticas, principalmente da economia chinesa. Para ilustrar tal fato, o gráfico 1 mostra as séries de índices de preços específicos de commodities entre os anos 1998 e 2006, contabilizados em dólar, separados entre commodities metálicas, alimentos e commodities não energéticas. A partir da análise do gráfico, fica evidente a forte valorização de todos os tipos de commodities a partir de meados de 2002, principalmente dos materiais metálicos como já mencionado anteriormente.

Gráfico 1 – Séries de índices de preços de commodities. Fonte: IFS

International Financial Statistics



Esta recente escalada dos preços destes materiais tem chamado a atenção dos formuladores de política econômica de vários países, na medida em que provoca fortes impactos sobre a balança comercial dos países que participam ativamente destes mercados (tanto países exportadores como países importadores) e influencia diretamente nas taxas de crescimento de economias que dependem das exportações de tais produtos.

Outra importante consideração a se fazer diz respeito à participação destes produtos na economia de cada país. A participação de commodities no PIB mundial corresponde a 21% (entre 2000-2004), sendo 14% referente a commodities não energéticas e 7% referente a commodities energéticas. Quanto à importância destes produtos para algumas economias, o total das exportações de commodities não energéticas supera 10% do PIB em 36 países. Além disso, muitos países com renda baixa possuem suas exportações concentradas em poucas commodities, e assim a variação dos preços destes produtos tem forte impacto sobre seus termos de troca e conseqüentemente sobre sua taxa de câmbio e renda.¹

Dada a importância dos preços de commodities para as relações econômicas entre os países, a compreensão da dinâmica destes preços sempre foi objeto central de pesquisa de muitos economistas. O que se tem observado na economia mundial até então é que os ciclos de altas e de baixas dos preços de commodities tendem a sofrer uma reversão de tal modo a oscilar ao redor de um valor de equilíbrio². Muitos economistas acreditam que o ciclo de commodities está sofrendo uma mudança estrutural, sendo que o valor em torno do qual os preços oscilam deve sofrer um aumento permanente, aumento este provocado principalmente pelas fortes taxas de crescimento observadas nos países asiáticos³. O crescimento da produção nestes países provoca um aumento na demanda por

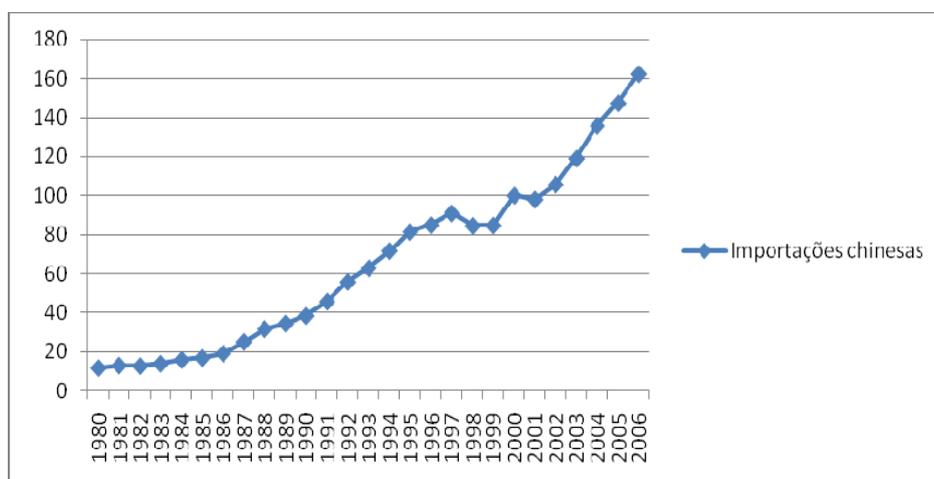
¹ Conforme mencionado na publicação de Setembro de 2006 do World Economic Outlook do FMI.

² Para maiores informações sobre séries de preços de commodities, ver Cashin, Liang e Mcdermott (2000), Cashin, Mcdermott e Scott (2002) e Cashin, Mcdermott (2002).

³ Para maiores informações sobre o desenvolvimento dos preços de commodities, ver edição de Setembro de 2006 do World Economic Outlook do FMI.

matérias primas, e dado que a oferta de matéria prima não acompanha este aumento da demanda, o que se tem observado é um forte aumento no preço destes produtos desde 2002, como mencionado anteriormente. Além disto, a manutenção do ritmo de crescimento econômico mundial nos faz acreditar que essa alta nos preços de commodities pode perdurar por um período prolongado.

Segue trecho de artigo extraído da edição de dois de fevereiro de 2007 do jornal Valor Econômico, com autoria de Cassiana Fernandez e Caio Megale, que ilustra bem este recente desenvolvimento do mercado de commodities: “Mais especificamente para as commodities, o fato de o crescimento ser liderado pela China - um gigante demandante de commodities como soja e minério de ferro - dá um caráter estrutural ao movimento de preços. Naturalmente, quando a China alcançar um estágio mais maduro de desenvolvimento, estas demandas serão amainadas. Porém, não acreditamos que isso vá acontecer nos próximos anos. Em segundo lugar, os movimentos de preços de algumas commodities agrícolas têm sido liderados pela busca de combustíveis mais limpos e alternativos ao petróleo. Este movimento tende a pressionar a demanda por produtores de etanol e biodiesel - como cana, milho, soja e outros grãos - e conseqüentemente manter pressionados seus preços. Da mesma forma, enxergamos esta tendência como algo, se não permanente, bastante prolongado.” Segue abaixo gráfico ilustrativo das importações totais chinesas. Tal gráfico representa o total importado pelo país em volume (índice de volume do IFS), mas dado o “boom” de imigração para as cidades que o país vem observando (rápida urbanização) e as altas taxas de investimento em infra-estrutura, o crescimento de sua demanda por commodities (principalmente metais e alimentos) cresce a uma taxa superior a de outros produtos.

Tabela 1 – Importações chinesas

Tal aumento nos preços de commodities tem fortes impactos sobre outras variáveis econômicas, dentre as quais podemos destacar a taxa de câmbio real dos países que participam destes mercados. De fato, boa parte das oscilações das taxas de câmbio dos países exportadores de commodities tem sido provocada por variações nos preços destes produtos.

A presente dissertação estuda o papel dos preços de commodities na formação da taxa de câmbio real em quatro países exportadores de commodities, que são Brasil, Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Poderíamos, a princípio, pensar em executar o trabalho para países exportadores de petróleo, mas além do fato de a maior parte destas economias possuir suas exportações concentradas neste único produto, muitos destes possuem fundos fiscais de estabilização, que consistem em poupar recursos provenientes da venda do combustível quando o preço deste está alto e de usar tais recursos para políticas fiscais anti-cíclicas. Este tipo de política enfraquece a relação de causalidade entre termos de troca e taxa de câmbio, já que os recursos provenientes das exportações são muitas vezes guardados em fundos off-shore. Tentamos também executar o trabalho para o Chile, mas os resultados não seguiram o esperado. De fato, embora a principal commodity exportada pelo país tenha aumentado de preço em torno de cinco vezes entre 2002 e 2007, a taxa de câmbio real efetiva deste país pouco variou durante o período. De fato, este país possui política fiscal contra-cíclica na qual recursos provenientes das exportações de cobre (principal produto da pauta) são

poupados em fundos *off-shore*, e tal política influencia na taxa de câmbio evitando que esta se aprecie como seria explicado pela recente escalada dos preços de metais. Além disso, o fato de o país ser grande importador de petróleo também favoreceu a não apreciação do Peso chileno nos anos recentes, dada a escalada nos preços dos combustíveis fósseis.

A literatura que estuda a relação entre preço de commodities e taxa de câmbio real recebeu o nome de *Commodity Currencies*⁴, que é a denominação dada às moedas de países cujo valor está fortemente atrelado a variações nos preços de commodities de exportação destes países. Tal literatura surgiu da tentativa de se obter uma variável empiricamente confiável para a determinação da taxa de câmbio real dos países exportadores líquidos de commodities, dado que modelos tradicionais de determinação de taxa de câmbio não conseguem explicar de forma confiável sua formação. Alguns autores tentam solucionar inconsistências em relação ao que a teoria prevê (*PPP Puzzle e Messe Puzzle*⁵) incorporando um índice de preço de commodities nos modelos de determinação de taxa de câmbio de países exportadores de commodities.

A motivação inicial do presente trabalho surgiu da tentativa de se descobrir qual a principal força responsável pela forte apreciação da moeda brasileira. Muitos argumentam que o diferencial de taxa de juros seria o grande responsável por tal apreciação, enquanto outros culpam a escalada dos preços de commodities como responsável por este fenômeno, o que poderia significar que o Brasil sofre da chamada “doença holandesa”, na qual o valor de sua moeda é fortemente influenciado pelos preços de commodities de exportação, e assim uma escalada nestes preços deveria provocar um efeito adverso sobre a indústria

⁴ Dentre os principais artigos desta literatura, podemos citar: Chen e Rogoff (2003), Cashin, Céspedes e Sahay (2002) e Amano e Van Norden (1995), assim como o trabalho de Fernandez (2003). O nome *Commodity Currencies* surgiu para denominar as moedas dos países cuja taxa de câmbio real é impactada pelos preços das commodities exportadas pelo país.

⁵ Para a literatura relacionada a *PPP Puzzle*, ver Chen e Rogoff (2003), Chen (2004), Cashin, Céspedes e Sahay (2003), Rogoff (1996).

Para literatura relacionada a *Messe Puzzle*, ver Messe e Rogoff (1983), Chen (2004).

nacional - tornando-a menos competitiva - através da apreciação cambial. Além disso, os trabalhos existentes na literatura⁶ sobre a relação entre os preços de commodities de exportação dos países e a sua taxa de câmbio real analisam períodos anteriores ao ano de 2002, quando se verifica o início de uma escalada dos preços de commodities que se mantém até os dias de hoje. Atentando para tal questão, verificamos a oportunidade de se estender os estudos anteriores para períodos mais recentes, verificando qual o impacto deste novo fenômeno da escalada dos preços de commodities sobre a dinâmica da relação desta variável com a taxa de câmbio real. Assim podemos separar esta dissertação em duas partes distintas, uma que busca estender os estudos sobre Canadá, Austrália e Nova Zelândia para períodos que incorporem a recente valorização dos preços de commodities, e outra parte que estuda tal relação para um país emergente (Brasil).

Faremos no próximo capítulo uma análise das economias abordadas neste trabalho, tentando esclarecer as peculiaridades de cada uma que as tornam potenciais detentoras de uma *Commodity Currency* e apresentaremos os principais resultados da literatura. No capítulo 3 será apresentado um modelo teórico⁷ de determinação da taxa de câmbio real, em que destacaremos a intuição por trás da relação entre as variáveis de interesse, e apresentaremos a descrição das variáveis utilizadas em nossas regressões. Os resultados empíricos também serão apresentados no capítulo 3, em que tentaremos explicar as principais dificuldades metodológicas desta literatura. Finalmente fecharemos a dissertação apresentando as conclusões e extensões do trabalho.

⁶ Dentre os trabalhos existentes na literatura, destacamos os de Chen e Rogoff (2003), Chen (2004), Amano e Van Norden (1995), Fernandez (2003) e Cashin, Céspedes e Sahay (2003).

⁷ Modelo extraído de Obstfeld e Rogoff (1996) e Cashin, Céspedes e Sahay (2003).

2 Análise das Economias Abordadas

Faremos agora uma análise econômica dos países que estamos estudando nesta dissertação, buscando esclarecer quais características de cada um que o tornam um potencial detentor de uma *commodity currency*.

2.1. Caracterização das Economias Abordadas no Âmbito da Literatura Sobre Commodity Currency

Países candidatos a possuir uma *commodity currency* devem preencher alguns requisitos básicos, dentre eles: ter uma parcela alta de commodities em sua pauta de exportação, adotar políticas econômicas de taxa de câmbio flutuante, preferivelmente com baixa intervenção do governo na economia e, para efeito de análise empírica da relação entre preço de commodities e taxa de câmbio, são preferíveis países que possuem câmbio flutuante há mais tempo, em função da quantidade de dados disponível.. Entretanto, Cashin, Céspedes e Sahay (2003) utilizam vários países emergentes em sua análise de *commodity currency*, argumentando que a política cambial adotada por um país não influencia o comportamento de sua taxa de câmbio real. Eles chegam a tal conclusão argumentando que a variabilidade da taxa de câmbio real é similar para países com taxas de câmbio controladas e países com taxas de câmbio flexíveis. Acreditamos que esta conclusão é precipitada, já que países economicamente menos desenvolvidos, com taxas de câmbio mais voláteis, tendem a exercer um controle maior sobre o mercado cambial, o que reduz a variabilidade de sua taxa de câmbio real, e países com cuja taxa de câmbio é mais estável tendem a deixá-la flutuar livremente em relação a outras moedas e, desta forma, a escolha do regime cambial de um país é endógeno à variabilidade da taxa de câmbio.

Da literatura sobre *commodity currency*, quase todos os trabalhos feitos tratam o problema para três países desenvolvidos, que são Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Dos trabalhos feitos com países emergentes, destaca-se o de

Cashin, Céspedes e Sahay (2003), que utiliza uma amostra de 58 países, sendo 5 desenvolvidos e 53 emergentes. Fernandez (2003) estende a discussão de *commodity currencies* para o Brasil.

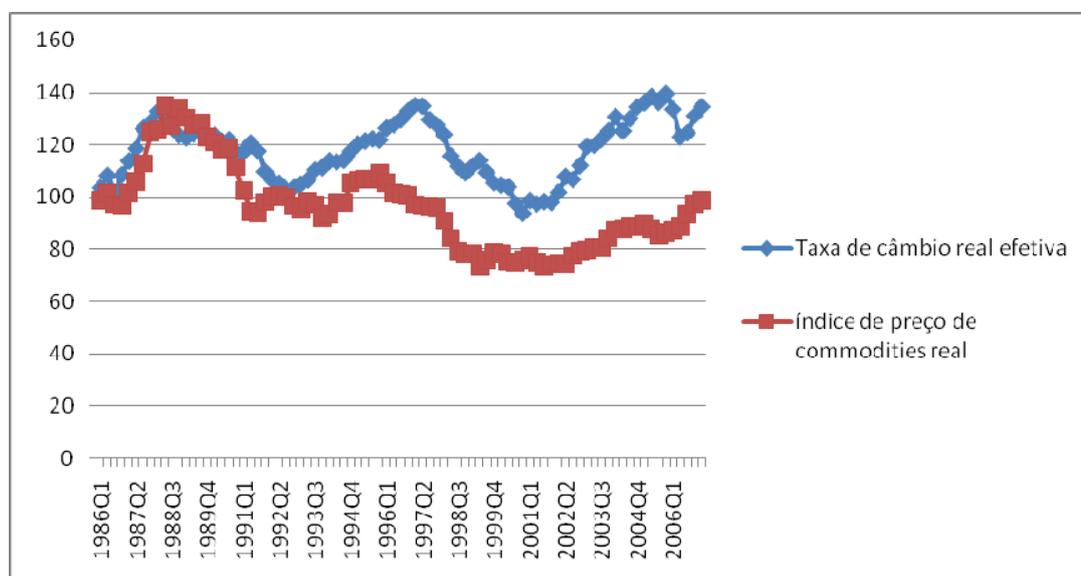
2.2. Análise das Economias Abordadas: Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Brasil

Faremos agora uma breve descrição das economias dos países abordados no presente trabalho, através de uma análise mais detalhada da importância das exportações de produtos básicos para cada país estudado.

Nova Zelândia

A Nova Zelândia é, junto da Austrália e Canadá, o país mais estudado na literatura sobre *Commodity Currencies*. Algumas peculiaridades de sua economia favorecem o estudo da relação entre sua taxa de câmbio real e o índice de preço de commodities específico deste país. A Nova Zelândia abandonou a política de câmbio fixo no ano de 1983, o que nos dá uma amostra de mais de 20 anos com taxa de câmbio flutuante e nos possibilita uma análise mais precisa dos resultados. Quanto à participação de commodities em sua pauta de exportação, mesmo tendo caído em relação à década de 80, quando correspondia a cerca de dois terços do total, as exportações de commodities continuam respondendo por mais da metade do total exportado. Estas características econômicas em conjunto permitem que a moeda deste país seja fortemente afetada pelos preços de commodities de suas exportações.

Gráfico 2 – Série de Taxa de câmbio real efetiva e Índice de preço de commodities em dólar. Fonte: IFS

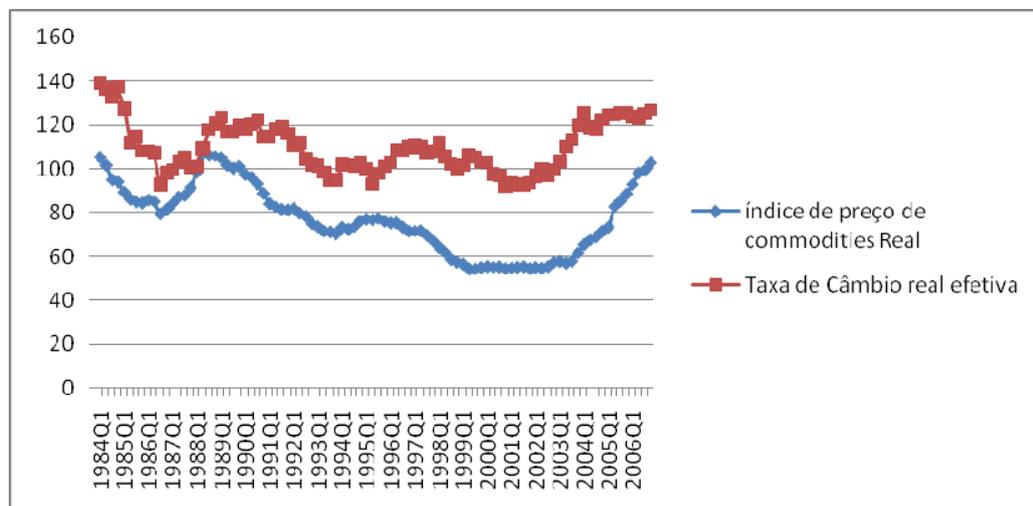


Outra característica importante da economia neozelandesa é que algumas de suas exportações detêm uma fatia considerável do mercado mundial, como no caso de carne de carneiro, sendo que quase metade do total consumido deste produto ao redor do mundo é exportada pela Nova Zelândia. Para se ter idéia da importância das exportações de carne de carneiro para este país, coexistem na Nova Zelândia em torno de 40 milhões de carneiros e 3,8 milhões de pessoas. Além disso, somente 20% da produção de carne de carneiro é consumida domesticamente. Além de carne de carneiro, outras commodities importantes na pauta de exportação do país são manteiga e kiwi.

Austrália

Como parte da desregulamentação do mercado financeiro da Austrália, sua moeda se tornou flutuante a partir de 1983. A taxa de câmbio real australiana, após permanecer controlada desde meados da década de 70, depreciou cerca de 35% entre início de 1984 e meados de 1986. No final da década de 80, dois terços desta depreciação tinha se revertido. Estes movimentos acompanharam, em parte, movimentos do índice de preços de commodities específico da Austrália, como podemos verificar no gráfico abaixo.

Gráfico 3 - Série de Taxa de câmbio real efetiva e Índice de preço de commodities em dólar



Tal fato nos sugere que a Austrália é potencial detentora de uma *commodity currency*. De fato, as exportações de commodities neste país respondiam por mais de 60% do total exportado durante a década passada. As principais commodities exportadas em valor são trigo, lã, carvão e vários metais, dentre os quais, destacam-se alumínio e minério de ferro.

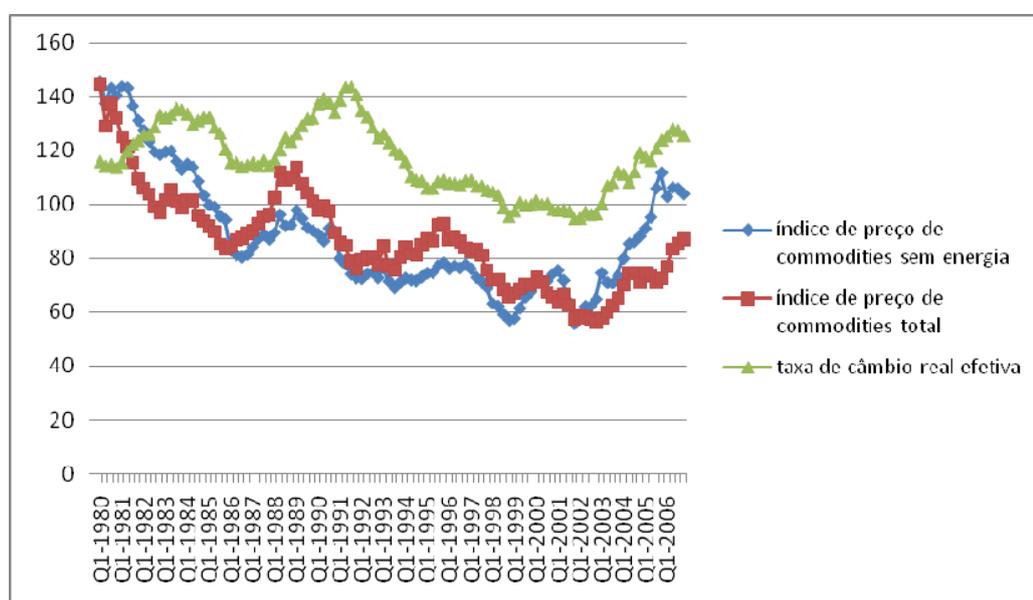
Canadá

Diferentemente dos dois países mencionados acima, a taxa de câmbio canadense se tornou flutuante antes mesmo do colapso de Bretton Woods, em 1973. Sua política monetária é focada na política de combate a inflação desde meados da década de 90, assim como nos casos da Austrália e Nova Zelândia.

Quando comparado a estes dois países, o Canadá é o que possui uma base industrial mais desenvolvida. Ainda assim, a fatia correspondente a commodities nas exportações canadenses supera um quarto do total, que equivale a aproximadamente 8% do PIB do país, sendo as principais commodities de exportação do Canadá o alumínio e produtos florestais. Além disso, o Canadá exporta também petróleo, gás natural e carvão, que são ditas commodities energéticas. Segue abaixo gráfico das séries de taxa de câmbio efetiva real e do

índice de preço de commodities em dólar deflacionados pelo CPI (*consumer price index*) americano. Separamos as commodities em energéticas e não-energéticas, já que o mercado de combustíveis fósseis possui algumas peculiaridades que o diferenciam dos mercados das commodities tradicionais.

Gráfico 4 - Série de Taxa de câmbio real em efetiva e Índice de preço de commodities em dólar. Fonte do índice de preço de commodities energéticas e não-energéticas – Bank of Canada. Fonte da taxa de câmbio efetiva real – IFS.



Assim como para os casos da Austrália e da Nova Zelândia, a análise do gráfico acima nos sugere que as séries de taxa de câmbio real e de índice de preço de commodities do Canadá apresentam uma tendência comum no longo prazo.

Brasil

O Brasil possui algumas diferenças drásticas em relação aos países tradicionalmente estudados na literatura, a começar pelo fato de ser um país emergente, que durante décadas sofreu com taxas de inflação elevadíssimas até a formulação do Plano Real no ano de 1994. Além disso, antes de 1999 a taxa de câmbio nominal brasileira era controlada pelo banco central, que estabelecia

bandas de flutuação para esta variável macroeconômica. Estes fatores em conjunto não nos permitem trabalhar com dados anteriores ao ano de 1999, dado que respostas da taxa a variações nos preços das commodities exportadas pelo Brasil não seriam conforme as esperadas se o câmbio flutuasse somente em resposta às forças de mercado.

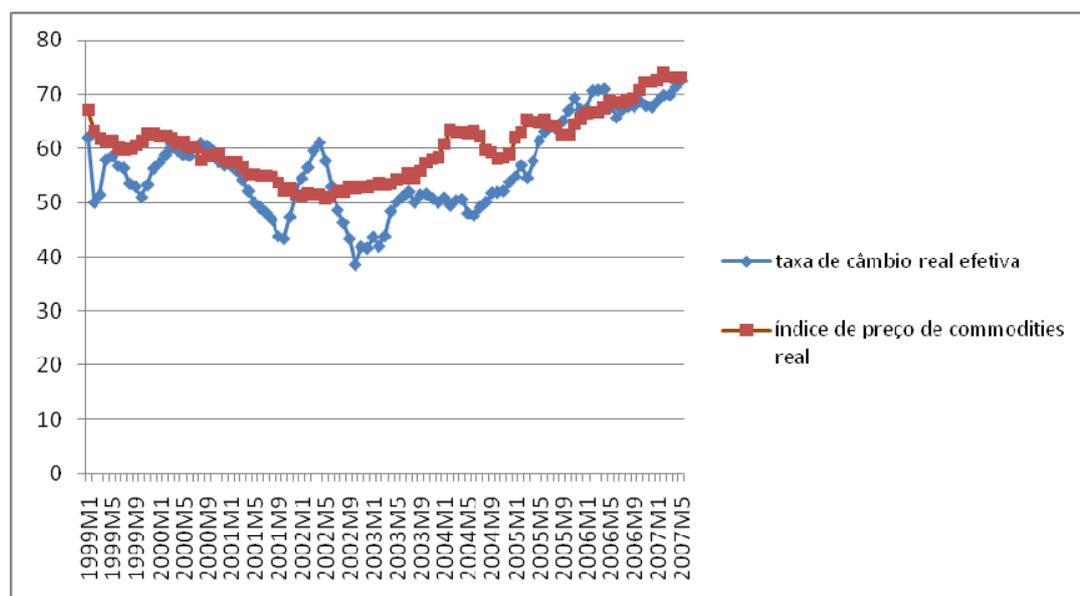
Diferentemente dos três países já mencionados, o fato de o Brasil possuir ou não uma *commodity currency* não nos parece tão claro, como fica evidente na frase extraída do trabalho de Fernandez (2003): “A pergunta inicial que deve ser feita é se o Brasil seria um bom candidato a possuir uma *commodity currency*, a exemplo do que acontecia no passado.” De fato, a economia brasileira é menos aberta do que as outras economias estudadas no presente trabalho. Isto faz com que a participação das exportações de commodities sobre o PIB brasileiro seja de apenas 2%, o que evidencia a maior importância do mercado interno para a economia brasileira quando comparado a Canadá, Austrália e Nova Zelândia.

Do total das exportações brasileiras, as exportações de commodities respondem por cerca de 25%, número que se aproxima dos calculados para os países já mencionados. De fato, segundo a teoria na qual esta literatura se baseia, a participação das commodities na pauta de comércio e a participação do país no mercado de cada commodity parecem ser fatores mais importantes do que a participação das exportações no PIB do país, o que nos motiva a estudar a relação de *commodity currency* para o Brasil.⁸

Como foi feito para os outros países estudados nesta dissertação, apresentamos aqui um gráfico da taxa de câmbio real e do índice de preço de commodities específico do Brasil.

⁸ Fernandez (2003)

Gráfico 5 - Série de Taxa de câmbio real efetiva e Índice de preço de commodities em dólar. Fonte da taxa de câmbio real: Banco Central do Brasil. Fonte de preços de commodities: IFS. Fonte da pauta de exportações brasileiras: Funcex.



Podemos observar no gráfico que a taxa de câmbio brasileira é mais volátil do que a dos outros países aqui estudados. Por se tratar de uma economia que apenas recentemente atingiu uma classificação de *investment grade*⁹, os fluxos de capitais são muito mais voláteis quando comparados aos casos dos outros países estudados nesta dissertação. Além disto, estamos utilizando dados mensais para o Brasil, o que aumenta ainda mais a variância desta série quando comparada com dados trimestrais. Acreditamos também que variáveis como o diferencial de taxa de juros interna e externa e medidas de risco país exercem papel importante nas flutuações da taxa de câmbio brasileira durante o período estudado.

⁹ Classificação de risco de investimento para um país feita pela agência Standard and Poors.

3

Modelo Teórico e Abordagem Econométrica

Grande parte da literatura que busca explicar o comportamento da taxa de câmbio de longo prazo se baseia em equações fundamentadas no modelo desenvolvido por De Gregório e Wolf (1994), que é uma extensão dos modelos Balassa-Samuelson¹⁰ incorporando os termos de troca. Segundo esta teoria, um aumento da produtividade do setor de bens transacionáveis em relação ao setor de bens não-transacionáveis e choques positivos sobre os termos de troca induzem uma apreciação da taxa de câmbio real. De fato, choques positivos nos termos de troca, representados pelo aumento do preço dos produtos exportados em relação aos importados, aumentam os recursos externos disponíveis no país via um superávit em conta corrente, gerando um excesso de demanda doméstica. Isto leva a uma apreciação do câmbio real para compensar este efeito dos termos de troca sobre a conta corrente.

Vários são os modelos teóricos que buscam explicar quais variáveis são relevantes para a formação da taxa de câmbio real de longo prazo. Podemos agrupar estes modelos em função de três hipóteses fundamentais que afetam a determinação desta variável:

- *PPP (Purchasing Power Parity)*¹¹ – Esta teoria diz que variações na taxa de câmbio real devem corrigir apenas o diferencial de inflação entre os países. Trata-se de uma teoria muito restritiva, por não levar em consideração os choques reais que afetam a taxa de câmbio e por considerar que todos os bens são perfeitamente transacionáveis (não há

¹⁰ Modelo derivado dos artigos de Balassa (1964) e Samuelson (1964). Para maiores detalhes ver Obstfeld e Rogoff (1996).

¹¹ Para detalhes sobre a teoria de Purchasing Power Parity, ver Rogoff (1996), Froot e Rogoff (1995) e Obstfeld e Rogoff (1996).

custos de transação como fretes, impostos, etc). Assim, o preço de um Big Mac, por exemplo, deveria custar o mesmo nos EUA e no Brasil quando convertidos para a mesma moeda.

- Efeito Balassa-Samuelson¹² – Variações na taxa de câmbio real devem refletir também o diferencial de produtividade entre os setores de bens transacionáveis e de não-transacionáveis. O mecanismo se dá da seguinte maneira: o aumento da produtividade do setor de bens transacionáveis eleva o salário deste setor. Desta maneira, impondo a hipótese de livre circulação de trabalhadores entre os dois setores, isto leva a um aumento do salário no setor de bens não-transacionáveis, elevando o preço dos bens não-transacionáveis. Já que os preços dos transacionáveis são dados no mercado internacional, nos deparamos com uma mudança nos preços relativos, ou seja, uma mudança na taxa de câmbio real.
- Extensões do modelo Balassa-Samuelson¹³ – Incorporam o impacto dos termos de troca e de fatores do lado da demanda sobre a taxa de câmbio. Choques positivos nos termos de troca e na demanda agregada deveriam induzir uma apreciação da taxa de câmbio real.

A literatura de *commodity currency* surgiu a partir de extensões destes modelos. Muitos países exportadores de commodities apresentam variações nos termos de troca muito próximas às variações nos preços de commodities exportados. Isto se deve ao fato de que estes países, em geral, possuem poucos produtos que dominam sua pauta de exportação e, assim, o impacto da variação dos preços destes produtos deve ter forte impacto sobre seus termos de troca. Já os países exportadores de produtos manufaturados possuem taxas de câmbio mais estáveis, já que seus termos de troca são menos voláteis, pois os preços de

¹² Para maiores detalhes sobre o efeito Balassa Samuelson, ver Obstfeld e Rogoff (1996) cap. 6.

¹³ Modelos Desenvolvidos por De Gregório e Wolf (1994) a partir das hipóteses do modelo de Balassa-Samuelson.

produtos manufaturados oscilam menos e as variações destes preços são mais próximas às variações dos preços de importação.

Quanto à teoria de determinação da taxa de câmbio real no curto prazo, há ainda outras variáveis relevantes. Como argumenta Rogoff (1996), o consumo do governo e a conta corrente podem ter efeitos de curto prazo sobre a taxa de câmbio real e, sob algumas hipóteses, estes efeitos podem se tornar persistentes. Além destas duas variáveis, outra variável que pode afetar a taxa de câmbio real no curto prazo é o diferencial de taxa de juros, como explicado em Dornbush (1976).

Apresentaremos agora um modelo de determinação da taxa de câmbio real a partir dos termos de troca de um país e do diferencial de produtividade entre o setor de bens transacionáveis e de bens não-transacionáveis¹⁴. Este modelo resultará em uma equação de equilíbrio entre os termos de troca, taxa de câmbio real e diferencial de produtividade relativa entre os setores de bens transacionáveis e bens não-transacionáveis. Tal equação tem importância fundamental para o presente trabalho, pois ela representa a relação de longo prazo para a taxa de câmbio real que tentaremos estimar em capítulo posterior.

3.1. Arcabouço Teórico

Consideramos uma economia aberta que produz dois tipos diferentes de bens, um não transacionável e um transacionável. Para o propósito de nosso trabalho, associamos a produção do bem transacionável à produção de uma commodity primária (agrícola ou mineral). Nossa análise está de acordo com a literatura que enfatiza a importância do papel dos termos de troca para a determinação da taxa de câmbio real, que inclui, dentre outros, os trabalhos de De Gregorio e Wolf (1994) e de Obstfeld e Rogoff (1996).

¹⁴ O modelo apresentado é baseado nos trabalhos de Cashin, Céspedes e Sahay (2003) e em Obstfeld e Rogoff (1996).

Apresentamos agora um modelo teórico fundamentado em conceitos de microeconomia, cuja equação de equilíbrio representa perfeitamente a relação na qual estamos interessados.

Em nossa análise, utilizaremos as hipóteses de que os fatores de produção são móveis entre os setores e os bens não-transacionáveis e os bens exportáveis (um dos tipos de transacionáveis) são produzidos domesticamente. Isto nos permite abstrair dos efeitos do lado da demanda e nos concentrarmos em uma representação de longo prazo de determinação de preços relativos.

A. Produção Doméstica

Há dois setores na economia doméstica: um que produz um bem exportável e outro composto por um contínuo de firmas que produz um bem não transacionável. Por simplicidade, supomos que a produção destes bens tem o trabalho como único fator de produção.

As equações de produção de cada setor estão explicitadas abaixo:

$$(1) \quad y_x = a_x L_x$$

$$(2) \quad y_N = a_N L_N$$

onde “ L ” corresponde à demanda por trabalho nos setores, “ y ” mede a produção de cada setor, “ a ” mede a produtividade do trabalho, e os subscritos “ x ” e “ N ” correspondem respectivamente aos setores de commodities e de bens não-transacionáveis.

Maximização de lucro nos dois setores nos fornece as seguintes condições:

$$(3) \quad P_x = w/a_x$$

$$P_N = w/a_N$$

onde “P” corresponde ao preço unitário de cada produto e “w” ao salário real de cada setor.

No equilíbrio, o salário real deve igualar a produtividade marginal do trabalho em cada setor. Supomos que os preços de commodities primários são determinados exogenamente (firmas deste setor são competitivas), e que há concorrência perfeita entre as firmas do setor de bens não-transacionáveis. Assim, podemos escrever o preço do bem não transacionável em termos do preço da commodity e das produtividades relativas entre os setores, o que nos dá:

$$P_N = \frac{a_N}{a_T} P_T$$

(4)

B. Consumidores Domésticos

A economia é habitada por um contínuo de indivíduos idênticos que fornecem mão-de-obra inelasticamente ($L = L_N + L_T$) e consomem bens não-transacionáveis e bens transacionáveis importados do resto do mundo. O consumo de cada tipo de bem é escolhido de forma a maximizar a utilidade individual. A função utilidade de cada indivíduo é crescente no nível de consumo de cada um, definido da seguinte maneira:

$$C = \kappa C_N^\gamma C_T^{1-\gamma}$$

(5)

onde “C” representa o consumo dos bens, os subscritos “N” e “T” representam respectivamente os bens não-transacionáveis e os importados e o

termo $\kappa = \frac{1}{(\gamma^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma})}$ é uma constante irrelevante. O custo mínimo da compra de uma unidade de consumo C é dado por:

$$P = P_N^* P_T^{1-\gamma}$$

(6)

sendo os preços determinados em moeda local. Assumimos ainda que a lei do preço único vale para o bem importado, o que nos dá:

$$P_T = P_T^*/E$$

(7)

onde “E” corresponde a taxa de câmbio nominal medida em termos de moeda estrangeira por moeda local e “ P_T^* ” corresponde ao preço de bem transacionável em termos de moeda estrangeira.

C. Consumo e Produção Estrangeiros

Economia exterior composta por três setores diferentes: setor de bens não-transacionáveis, setor de bens intermediários e setor de bens finais. Temos abaixo as funções de produção dos setores de bens intermediários e de bens não-transacionáveis:

$$Y_N^* = a_N^* L_N^*$$

(8)

$$Y_I^* = a_I^* L_I^*$$

(9)

onde as variáveis são definidas similarmente às variáveis doméstica, só que agora correspondem ao resto do mundo.

Novamente podemos expressar o preço do bem externo não transacionável como função da produtividade relativa entre os setores e o preço do bem externo intermediário.

$$P_N^* = \frac{a_I^*}{a_N^*} P_I^*$$

(10)

A produção do bem final envolve dois bens intermediários. O primeiro é a commodity, que é produzido por vários países, inclusive domesticamente. O segundo é o bem intermediário produzido pelo resto do mundo (Y_T^*). A tecnologia de produção deste bem final, que é transacionável, é a seguinte:

$$Y_T^* = v(Y_X^*)^\beta (Y_N^*)^{1-\beta}$$

(11)

onde “ Y_I^* ” é o bem intermediário estrangeiro e “ Y_X^* ” é a commodity primária estrangeira. Agora se torna direto mostrar que o custo de uma unidade do bem transacionável em termos da moeda estrangeira é:

$$P_T^* = (P_X^*)^\beta (P_N^*)^{1-\beta}$$

(12)

Os hábitos de consumo dos estrangeiros com respeito aos bens não-transacionáveis e bens finais são similares aos hábitos de consumo dos consumidores domésticos. Eles também fornecem mão-de-obra inelasticamente aos diferentes setores. Assim, o índice de preços ao consumidor para este país pode ser representado por:

$$P^* = (P_N^*)^\gamma (P_T^*)^{1-\gamma}$$

(13)

D. Determinação da Taxa de Câmbio Real

Seja a taxa de câmbio real definida como o preço doméstico da cesta de consumo relativamente ao preço externo desta mesma cesta de consumo (EP/P^*).

Usando as equações (6) e (13) podemos mostrar que:

$$\frac{EP}{P^*} = \left(\frac{a_{11} a_{21} P_N^*}{a_{12} a_{22} P_T^*} \right)$$

(14)

onde o termo $\frac{P_x^*}{P_I^*}$ corresponde aos termos de troca, medido em moeda estrangeira, o termo $\frac{\alpha_x}{\alpha_I}$ reflete o diferencial de produtividade entre os setores exportador e importador (setor externo), $\frac{\alpha_N}{\alpha_I}$ refere-se ao diferencial de produtividade entre os setores interno e externo de bens não-transacionáveis. Para linearizar os dois lados da equação (14), retiramos o logaritmo natural. Desta forma, teremos a seguinte equação que é a base do nosso estudo:

$$\text{Log}\left(\frac{P_x^*}{P_I^*}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left(\left(\frac{\alpha_x}{\alpha_I}\right) * \left(\frac{\alpha_N}{\alpha_I}\right)\right) + \beta_2 \text{Log}\left(\frac{P_x^*}{P_I^*}\right)$$

(15)

Estamos interessados em compreender o comportamento da relação acima para países que possuem grande participação de commodities em sua pauta de exportação, e utilizaremos um índice de preço de commodities específico deflacionado pelo índice de preços ao consumidor dos EUA como proxy para a variável da equação acima que mede termos de troca ($\text{Log}(P_x^*/P_I^*)$). Desta forma, nosso objetivo passa a ser estimar de forma robusta o coeficiente β_2 e comprovar a hipótese de que os quatro países estudados possuem suas moedas influenciadas pelos preços de suas commodities de exportação, independentemente da hipótese que estamos formulando quanto às séries estudadas. Comentaremos agora algumas questões divergentes na literatura sobre determinação de taxa de câmbio real e posteriormente tentaremos tratar de forma adequada as questões técnicas de forma a estimar os coeficientes da equação (15) de forma robusta.

Algumas Questões Técnicas da Literatura

Na parte de análise empírica desta dissertação, nosso foco será explicar, para países dependentes de exportações de commodities, a evolução da taxa de câmbio real através de sua relação de equilíbrio de longo prazo representado pela equação (14). Para economias cuja pauta de exportações tem grande participação de commodities, o aumento no preço relativo destes produtos representa uma melhora de seus termos de troca, o que deve levar a uma apreciação da taxa de câmbio real. Além disto, iremos também modelar a dinâmica de curto prazo da

taxa de câmbio real formulando um modelo *VEC* (*vector error correction*) que será explicado mais adiante.

O estudo da relação entre a taxa de câmbio real e o índice de preços de commodities apresenta alguns problemas metodológicos comumente encontrados em econometria de séries temporais. De fato, os trabalhos existentes na literatura sobre determinação de taxa de câmbio real divergem quanto ao fato de a série possuir ou não raiz unitária. Esta divergência em relação ao mecanismo gerador de dados permanece para as séries de preços de commodities. Além disso, outra importante questão que é tratada de maneira divergente na literatura é quanto à exogeneidade dos preços de commodities de exportação destes países para a formação da taxa de câmbio real.

Apresentaremos agora os principais trabalhos da literatura, explicitando o tratamento dado por cada um a estas questões metodológicas e, posteriormente, explicaremos nossa abordagem econométrica ao estudo da relação empírica entre a taxa de câmbio real e o índice de preços de commodities específicos dos países.

O Problema da Endogeneidade

Alguns autores argumentam que a hipótese de exogeneidade da variável índice de preços de commodities pode não ser satisfeita se o país exportador tiver poder de mercado sobre suas commodities de exportação¹⁵. De fato, questões relacionadas à endogeneidade da variável índice de preços de commodities são tratadas de maneiras divergentes na literatura. Muitos dos trabalhos existentes

¹⁵ Fernandez (2003) e Chen e Rogoff (2002) tratam o problema de maneiras distintas. O primeiro, utilizando uma técnica desenvolvida por Rigobon (2001) que utiliza a mudança de regime cambial para identificar as equações, encontra que o índice de preço de commodities pode ser considerado exógeno para o caso brasileiro, só que no caso da Nova Zelândia a causalidade é mais forte no sentido do índice de preço de commodities afetando a taxa de câmbio real, e assim este índice não pode ser tratado como variável exógena. Chen e Rogoff (2003) utilizam um índice global de preço de commodities como instrumento para os índices específicos e encontram resultados que indicam que Austrália, Canadá e Nova Zelândia não possuem poder de fixar preços de commodities no mercado internacional, ou seja, o índice de preço de commodities para estes países pode ser tratado como uma variável exógena.

supõem que esta variável é exógena, argumentando que o país estudado é tomador de preços no mercado mundial, por se tratar de uma economia relativamente pequena.¹⁶

Algumas questões devem ser analisadas ao se formular tal hipótese sobre o preço em dólar das commodities exportadas pelos países. Uma questão importante que deve ser ressaltada é a participação das exportações de um país no mercado mundial de determinado produto. Um argumento a favor da hipótese de exogeneidade do índice de preço de commodities é que a integração econômica mundial, a decorrente difusão de tecnologias de produção de commodities e também a valorização dos preços de alguns produtos provocaram uma progressiva perda de market share dos produtores tradicionais. Entretanto, alguns países exportadores de commodities ainda têm poder de monopólio sobre estes mercados e podem agir fixando preços. Desta maneira, a variação de sua taxa de câmbio tem efeito direto sobre o preço daqueles produtos em cujo mercado este país tem poder de fixar preços, e a hipótese de exogeneidade dos preços destes produtos pode gerar resultados errados. Acreditamos que este problema seja relevante para o caso da Nova Zelândia. A Nova Zelândia detém quase metade do mercado mundial de carne de carneiro e, segundo Fernandez (2003), possui ainda poder de mercado em outros produtos de sua pauta de exportação, como no caso de manteiga e kiwi.

Acreditamos que para os casos do Brasil, Austrália e Canadá, o problema de endogeneidade seja menos relevante quando comparado com a Nova Zelândia. De fato, estes países são grandes participantes nos mercados de alguns destes produtos, como é o caso do Brasil nos mercados de açúcar, minério de ferro, café e soja, da Austrália, em lã e ferro-liga e do Canadá, nos produtos florestais e alumínio. Contudo, o tamanho relativo destas participações no mercado mundial é

¹⁶ Cashin, Céspedes e Sahay (2002) e Amano e Van Norden (1995) adotam hipótese de que os países estudados são pequenos relativamente ao mercado mundial de commodities dos quais participam, e assumem que o índice de preços específicos destes países é uma variável exógena. Amano e Van Norden (1995) ainda encontram resultados que, segundo eles, indicam que a causalidade entre as variáveis se dá no sentido do índice de preço de commodities afetando a taxa de câmbio real.

menor quando comparado às exportações neozelandesas. Além disso, quando comparada à exportação total desses países, a exportação neozelandesa é mais dependente de uma única commodity, carne de carneiro, enquanto os demais países possuem pautas mais diversificadas. Fernandez (2003) obtém resultados que indicam que Brasil não possui poder de mercado em suas exportações, ao passo que a Nova Zelândia o possui. Este resultado corrobora nossas hipóteses de que os preços de commodities são endógenos para a Nova Zelândia e exógenos para a formação da taxa de câmbio brasileira. Chen e Rogoff (2003) encontram resultados que indicam que os preços de commodities são exógenos para Austrália e Canadá. Amano e Van Norden (1995) não rejeitam a hipótese de que a causalidade desta relação se dá apenas no sentido dos termos de troca para a taxa de câmbio e não o contrário. Compreendemos esta divergência em torno da questão de endogeneidade dos índices específicos de preços de commodities. Desta forma, formularemos diferentes hipóteses quanto à exogeneidade do índice específico de preço de commodities para cada país estudado, e para cada hipótese utilizaremos técnicas econométricas apropriadas.

Mecanismo Gerador de Dados e a Alta Persistência da Taxa de Câmbio Real e do Índice de Preço de Commodities

Outra grande divergência nesta literatura é quanto à estacionariedade das séries de taxa de câmbio e dos preços de commodities¹⁷. Alguns artigos buscam resolver este problema analisando a relação entre estas variáveis sob as duas hipóteses e verificando se o resultado de ambas é semelhante, de forma a obter resultados robustos à especificação do processo gerador de dados. Chen e Rogoff (2003) analisam esta relação com diferentes hipóteses para os processos geradores de dados, inclusive um processo de raiz unitária e, para a Austrália e Nova Zelândia, eles obtêm resultados robustos. No caso do Canadá, a relação positiva entre as variáveis não sobrevive à especificação de que elas seguem um processo estacionário com tendência linear.

¹⁷ Para uma análise detalhada da persistência das séries de preços de commodities ver Cashin, Liang e McDermott (2000).

Buscando identificar a ordem de integração das séries de taxa câmbio real e de índice de preço de commodities para os 58 países pesquisados, Cashin, Céspedes e Sahay (2003) utilizam os testes de Phillips-Perron (1988) e Kwiatkowski et al. (1992). O primeiro mantém a hipótese nula de não-estacionariedade das séries, enquanto que o segundo utiliza a hipótese nula de que as séries são estacionárias. Para ambos os testes, os resultados não dão suporte à hipótese de estacionariedade das séries e indicam que, para todos os países, tanto a série de taxa de câmbio real quanto a série de índice de preços de commodities são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Estes resultados são consistentes com resultados anteriores, como Boyd e Smith (1999) e Cashin, Liang e Mcdermott (2000).

Outra questão relacionada ao comportamento da taxa de câmbio real pode ser resumida pelo que Rogoff (1996) chamou de *PPP Puzzle*, que diz respeito à lenta absorção de choques das séries de taxa de câmbio real¹⁸. Apesar da alta volatilidade dos movimentos da taxa de câmbio no curto prazo, a convergência para a taxa de câmbio de longo prazo é bem mais lenta do que a teoria prevê. Froot e Rogoff (1995) concluem que a meia vida de choques sobre a taxa de câmbio real gira em torno de 3 a 4 anos para modelos lineares. Culver e Papel (1999) encontram evidências de que as séries de taxa de câmbio real sofrem reversões para a maioria dos países industrializados. Usando um século de dados anuais, Bleaney (1996) demonstra que a taxa de câmbio real efetiva da Austrália e o preço mundial de commodities primárias (relativamente a bens manufaturados) são estacionários com tendência. Rogoff (1996) constata que apesar de diversas modificações teóricas sugeridas para a determinação da trajetória de equilíbrio da taxa de câmbio serem úteis em alguns casos, os resultados empíricos obtidos não

¹⁸ Alguns autores tentam resolver o chamado PPP Puzzle incorporando variáveis reais no modelo, como termos de troca e diferencial relativo de produtividade entre os setores. Para maiores detalhes, ver Froot e Rogoff (1995), Chen e Rogoff (2002), Blundell-Wignall e Thomas (1987) e Cashin, Céspedes e Sahay (2002).

são suficientes para que se rejeite a PPP como uma teoria para a determinação da taxa de câmbio de longo prazo¹⁹.

Fernandez (2003) argumenta que quando as séries apresentam raiz próxima à unitária, a metodologia utilizada em seu trabalho - Rigobon (2001) - para estimar a relação entre as variáveis é, em princípio, robusta quanto à especificação do processo gerador de dados. Entretanto, algumas hipóteses restritivas foram necessárias a sua aplicação, como a necessidade de se supor a estabilidade dos parâmetros de interesse entre diferentes regimes cambiais.

Uma parte da literatura de *commodity currency* busca solucionar o *PPP Puzzle* incorporando um índice de preços de commodities na equação de determinação da taxa de câmbio de longo prazo. Conforme exposto por Rogoff (1996), choques reais convencionais sobre a economia, como choques de tecnologia ou sobre as preferências pessoais, embora capazes de gerar ajustes lentos da taxa de câmbio, não são voláteis o suficiente para serem considerados responsáveis pelas altas oscilações da taxa de câmbio de curto prazo. Modelos baseados em choques monetários ou financeiros podem explicar tal volatilidade da taxa de câmbio, mas não explicam a longa persistência dos choques sobre a taxa de câmbio real. Assim, identificar um choque que seja persistente e suficientemente volátil pode ser uma solução para explicar o *PPP Puzzle*. Segundo Chen e Rogoff (2003), preços de commodities são excelentes candidatos para tal variável, dado o sucesso de regressões desta variável sobre a taxa de câmbio. Os autores buscaram resolver o *PPP Puzzle* incorporando um índice de preço de commodities em suas equações de determinação da taxa de câmbio, mas os resultados não foram como o esperado.

Cashin, Céspedes e Sahay (2003) estudam a relação entre os preços de commodities e a taxa de câmbio real para 58 países (5 membros da OCDE e o restante países em desenvolvimento) e encontram uma relação de cointegração

¹⁹ Utilizando diversas simulações, Engel (2000) argumenta que a teoria PPP pode não valer mesmo com prazos muito longos, e que a não rejeição desta hipótese nestas situações pode estar sendo provocado por distorções provocadas pelo tamanho da amostra.

destas variáveis para 22 dos países pesquisados. Além disso, quando controlado para o índice de preços de commodities de cada país, a meia-vida²⁰ média dos choques sobre a taxa de câmbio real se torna de oito meses, bem inferior à anteriormente calculada em Rogoff (1996), que encontrou uma meia-vida de 3 a 5 anos. Esta baixa velocidade de reversão ao PPP é difícil de conciliar com rigidez nominal e com a alta volatilidade da taxa de câmbio real no curto prazo. Conforme exposto anteriormente, uma solução potencial ao *PPP Puzzle* pode estar na identificação de um choque real suficientemente volátil e persistente e alguns testes anteriores indicam que flutuações nos preços de commodities podem representar tal choque (Cashin, Mcdermott e Liang (2000); Cashin, Macdermott e Scott (2002); Cashin e Mcdermott (2002)). Cashin, Céspedes e Sahay (2003) abordam esta questão e calculam a meia-vida da reversão ao PPP para os modelos incorporando e não incorporando os preços de commodities. Para os 58 países da amostra, a meia-vida encontrada quando não incorporam o índice de preços de commodities na equação é de 38 meses, enquanto que para os 22 países considerados *commodity currencies* da amostra este valor sobe para 44 meses. Ou seja, quando controlado para o índice de preço de commodities, a persistência de choques sobre a taxa de câmbio real em países com uma *commodity currency* se reduz drasticamente, passando de 44 meses para 8 meses, o que mostra a importância da inclusão desta variável na equação de determinação da taxa de câmbio real para a solução do *PPP Puzzle*.

3.2. Abordagem Econométrica

Compreendemos que o debate sobre a estacionariedade das séries de taxa de câmbio real e de preços de commodities está longe do fim. De fato, conforme explicado anteriormente, enquanto alguns autores argumentam que a série de taxa de câmbio real sofre reversões (possivelmente com dinâmicas não lineares), alguns questionam a validade destes testes. O presente trabalho buscará resultados robustos às diferentes hipóteses quanto à estacionariedade e endogeneidade das

²⁰ Tempo decorrente para que metade do desvio da relação de longo prazo tenha sido revertida.

variáveis do modelo e, para tanto, devemos utilizar técnicas econométricas apropriadas para estas diferentes hipóteses.

As outras variáveis que utilizaremos para a determinação da taxa de câmbio real – diferencial de taxa de juros, gastos do governo e conta corrente dos países – serão sempre tratadas como estacionárias²¹.

Outra questão importante para a qual devemos ter atenção é o fato de a economia americana estar incorrendo em seguidos déficits em conta corrente já há alguns anos. Isto faz com que a moeda americana perca valor frente a outras moedas e, ao mesmo tempo, faz com que os preços de commodities subam quando contabilizados em dólar. Desta forma, mesmo que um país não possua uma *commodity currency*, poderíamos concluir erradamente que ele a possui se analisássemos a relação utilizando como variáveis do nosso modelo preços e câmbio medidos em dólar. Para contornar tal problema, utilizaremos a taxa de câmbio real efetiva de cada país, e utilizaremos diferentes moedas para precificar as commodities (SDR²² e Dólar), de tal forma a amenizar os efeitos de choques sobre a economia americana em nossas estimações. De fato, a definição precisa de termos de troca é preço de exportação dividido por preços de importação, mas dado problemas diversos com medidas de preços de importação, optamos por utilizar o índice de preço ao consumidor americano como Proxy para preços de importação dos países estudados, assim como feito por Chen e Rogoff (2003). Desta forma estaríamos capturando uma medida mais próxima a termos de troca do país estudado em relação aos EUA, e não em relação ao resto do mundo como seria desejado. Pelo fato de os termos de troca dos EUA serem negativamente correlacionado com preços de commodities (o país é grande importador de petróleo), a utilização do índice de preço de commodities medido em dólar pode

21 A restrição orçamentária intertemporal do governo não permite que seus gastos cresçam sem limite. Desta forma, assumir que os gastos do governo são não estacionários seria inconsistente com o que a teoria prevê. Da mesma forma, modelos de conta corrente intertemporal não permitem que a conta corrente sofra déficits seguidos e persistentes.

22 Cesta de moedas calculada pelo FMI.

estar superestimando a melhora dos termos de troca do país estudado (em relação ao resto do mundo).

Começaremos o estudo realizando testes de raiz unitária²³ em todas as variáveis que estamos utilizando em nossas regressões. Utilizaremos os testes ADF -augmented Dickey Fuller (1979)-, Phillips e Perron (1988) cuja a hipótese nula é a presença de raiz unitária na série de dados, e utilizaremos ainda o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) cuja hipótese nula é de estacionariedade. Reportaremos os resultados destes testes no apêndice do presente trabalho.

Em uma segunda etapa, realizaremos testes de cointegração nas variáveis que, segundo o modelo do capítulo dois, devem ter uma relação estável de longo prazo. As técnicas de cointegração desenvolvidas por Engle e Granger (1987), Hendry (1986) e Granger (1986) representaram um significativo avanço no trato da relação entre variáveis não estacionárias. Duas variáveis são cointegradas se elas exibem uma relação de equilíbrio de longo prazo, se exibem uma tendência comum. De acordo com Granger (1986-1988), se duas variáveis são cointegradas, então existe causalidade pelo menos em um sentido, eliminando a possibilidade de a regressão ser espúria. Utilizaremos o teste de cointegração de Johansen (1991)²⁴ para testar se há relação de longo prazo entre as séries de taxa de câmbio real, índice de preços de commodities e diferencial relativo de produtividade. Utilizaremos também o método proposto por Engle e Granger (1987) para testar

²³ Estes testes terão caráter ilustrativo para nosso objetivo. De fato, o poder dos testes em se rejeitar a hipótese nula é muito baixo, e assim optamos por confiar em nossa intuição teórica para a formulação de hipóteses acerca da estacionariedade das variáveis. Para maiores detalhes sobre o poder destes testes ver Engel (2000).

²⁴ Tal metodologia possui várias vantagens em relação à técnica de dois passos desenvolvida por Engle-Granger que, basicamente, testa se o resíduo de uma regressão simples é estacionário. Dentre as principais vantagens, podemos destacar o fato de esta metodologia não assumir, à priori, a quantidade de relações de cointegração, mas sim testar explicitamente e determinar o número de relações existentes e assumir, a princípio, que todas as variáveis podem ser endógenas, dentre outras vantagens.

se há cointegração entre as variáveis. O resultado de ambos os testes são apresentados no apêndice.

Seguimos o trabalho estimando a relação de longo prazo entre estas variáveis, utilizando uma metodologia eficiente de estimação chamada de Dynamic OLS²⁵ (DOLS), desenvolvida por Stock e Watson (1993). Tal metodologia corrige para viés provocado por possível autocorrelação nos resíduos ou endogeneidade.

Para modelar as relações de curto prazo entre a taxa de câmbio real e as variáveis explicativas, utilizaremos um modelo de vetor de correção de erros (VEC)²⁶, em que a variável dependente será a primeira diferença da taxa de câmbio real e as variáveis explicativas são o vetor de correção de erros, o consumo do governo, conta corrente, gasto do governo dos EUA, conta corrente dos EUA e diferencial de taxa de juros entre o país e os EUA²⁷, e todas estas variáveis explicativas são defasadas em um ou mais períodos em relação à variável dependente. As variáveis que medem os gastos dos governos e as contas correntes são todas medidas em relação ao PIB do país em questão. Estamos incluindo também as variáveis americanas pelo fato de o Dólar possuir um alto peso relativo nas medidas de taxa de câmbio efetiva. Além disso, como já foi mencionado, utilizaremos duas moedas para medir os índices de preços de commodities, que são o Dólar e o SDR.

²⁵ Este estimador corrige problemas de viés em pequenas amostras causada por endogeneidade da variável explicativa ou por autocorrelação dos resíduos. Além disso, nesta situação, ele é um estimador eficiente.

²⁶ Mede os desvios da relação de longo prazo entre as variáveis. Para maiores detalhes sobre modelos VEC, ver Enders (2004) ou Engle e Granger (1987).

²⁷ Para compreender a intuição teórica da relação entre as variáveis consumo do governo e conta corrente com a taxa de câmbio real, ver Rogoff (1996) e Chen e Rogoff (1996). Para a relação entre o diferencial de taxa de juros e a taxa de câmbio real, ver Dornbush (1976). Conforme exposto nestes artigos, estas variáveis são responsáveis por variações de curto prazo na taxa de câmbio real.

De fato, conforme demonstrado por Engle e Granger (1987), uma vez que variáveis são cointegradas, sempre haverá uma representação com vetor de correção de erros que implica que mudanças na variável dependente se dão em função de mudanças na relação de cointegração (capturada pelo vetor de correção de erros), nas primeiras diferenças das variáveis explicativas defasadas e em outras variáveis explicativas que devem ser estacionárias.

Para utilizar as técnicas que descrevemos acima, estamos supondo que as séries de taxa de câmbio real e índice de preço de commodities são não-estacionárias. Conforme já mencionado, buscaremos sempre resultados robustos e, desta forma, utilizaremos técnicas econométricas apropriadas a cada uma das hipóteses que formularemos sobre as variáveis estudadas.

Faremos algumas modificações em nossa abordagem empírica em função de características econômicas peculiares de cada país.

Brasil – Diferentemente dos outros países estudados neste trabalho, apenas recentemente que o Brasil recebeu classificação “*investment grade*” por parte de agências de classificação de risco de dívida soberana. Além disso, por se tratar de uma economia mais instável e em processo de desenvolvimento, acreditamos que para o período estudado há outras variáveis que são importantes na determinação de sua taxa de câmbio real, como é o caso do EMBI+ Brasil²⁸. Desta forma, devemos controlar nossas regressões para esta variável para evitar viés na estimação dos coeficientes de interesse. Não incluiremos aqui a variável que mede o diferencial de produtividade relativo entre os setores de bens transacionáveis e não-transacionáveis. Mesmo compreendendo as limitações que esta exclusão pode ocasionar em relação à comparação dos resultados entre o Brasil e outros países, a indisponibilidade de amostras maiores já torna a análise de cointegração uma tarefa mais complicada e somando a este problema a dificuldade em se encontrar uma medida confiável para diferencial relativo de produtividade, optamos por retirar esta variável da análise para o Brasil. Acreditamos também que a inclusão da variável EMBI é fundamental para uma estimação mais precisa da elasticidade

²⁸ Medida de Risco País calculada pelo banco JP Morgan.

do índice de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real durante o período estudado. Esta variável possui correlação com o índice de preços de commodities e tem impacto sobre a taxa de câmbio brasileira e, assim, sua exclusão do modelo poderia provocar um viés na estimação do coeficiente de interesse.

Austrália e Canadá – Utilizaremos as mesmas técnicas econométricas para o estudo da relação entre a taxa de câmbio real e o índice de preços de commodities para estes dois países. A única diferença aqui é que o índice de preços de commodities para o Canadá exclui commodities energéticas. De fato, trabalhos anteriores como Amano e Van Norden (1995) separam o índice de preços de commodities em duas partes, uma que exclui commodities energéticas e outra composta por estas commodities. O coeficiente estimado para o índice que inclui commodities energéticas tem o sinal inverso ao esperado e, segundo os autores, isso pode estar sendo provocado pela política energética adotada pelo país no período analisado. Desta forma, assim como em Chen e Rogoff (2003), optamos por utilizar um índice que exclui commodities energéticas para este país.

Nova Zelândia – Assim como a Austrália e o Canadá, a Nova Zelândia é um país com uma economia estável em que medidas de risco país têm pouca importância para a determinação da taxa de câmbio real. De fato, os três países são *investment grade* há muito tempo e qualquer influência desta variável sobre a taxa de câmbio deve ser irrelevante. Para nossa abordagem econométrica, a principal diferença da economia neozelandesa é que ela concentra uma parcela significativa de sua pauta de exportação em poucos produtos, tendo a carne de carneiro como o principal. Além disto, do total deste produto consumido no mundo, a Nova Zelândia fornece aproximadamente metade, o que nos dá uma indicação de que o país seja formador de preços nos mercados mundiais de commodities que participa.

Começamos agora o estudo empírico da relação entre as variáveis. Antes de apresentarmos os resultados de nossas regressões, descrevemos as metodologias de cálculo e as fontes de todas as variáveis que utilizamos.

3.3. Descrição das Variáveis Utilizadas

Descreveremos agora as variáveis que estamos utilizando, as metodologias de cálculo e as fontes onde conseguimos os dados. Para Austrália, Canadá e Nova Zelândia, os dados têm periodicidade trimestral, enquanto que para Brasil têm periodicidade mensal. No final do trabalho apresentamos os resultados de regressões com períodos pós-1999 e utilizando dados trimestrais para todos os países, de forma a tornar os coeficientes diretamente comparáveis entre.

Índice de Preço de Commodities Real

Alguns dos países que estamos utilizando disponibilizam dados de índice de preço de commodities através de seus respectivos bancos centrais. Este é o caso do Canadá e Austrália. Para Brasil e Nova Zelândia, nós tivemos que construir tais índices. Além disto, a periodicidade dos dados que utilizamos para Canadá, Austrália e Nova Zelândia é trimestral, enquanto que para o Brasil é mensal. Na última parte do trabalho apresentaremos dados com periodicidade e período comum aos países de forma a tornar os resultados diretamente comparáveis. Deflacionamos estes índices de preços pelo índice de preços ao consumidor dos EUA. Descrevemos abaixo as fontes de todos os dados que utilizamos para calcular estes índices e suas fontes.

- i. Austrália: (Fonte: RBA). Índice calculado pelo Banco Central da Austrália. Utilizam um índice Laspeyres com pesos fixos²⁹, calculado com base nas 17 principais commodities exportadas pela Austrália, exceto petróleo, ponderada pela importância relativa na pauta de exportações para o ano de 1994/95. Em 2003, estas 17 commodities representavam dois terços (em valor) do total de commodities exportadas pelo país. Em

$$\frac{\sum_{i=1}^n w_i p_i}{\sum_{i=1}^n w_i p_{i0}}$$

²⁹ Índice Laspeyres: $\frac{\sum_{i=1}^n w_i p_i}{\sum_{i=1}^n w_i p_{i0}}$, onde $i=1, \dots, n$, n bens, w =peso atribuído a cada bem em $t=0$, e p =preço do bem.

Novembro de 2003 foi feita uma mudança neste índice³⁰. Canola e Alumina foram adicionados e foi estabelecido um novo período-base que é 2001/02.

- ii. Canadá: (Fonte: Bank of Canada). Índice calculado com base no preço spot das 20 principais commodities exportadas pelo Canadá, exceto petróleo, gás natural e carvão. A ponderação de cada bem é fixa, baseada na média do valor da produção doméstica sobre o PIB durante o período de 1988-99.
- iii. Nova Zelândia: Média geométrica das principais commodities exportadas pelo país, deflacionada pelo índice de preço ao consumidor americano. Adotamos os mesmos pesos relativos de Chen e Rogoff (2003), que utilizam as 16 principais commodities produzidas pelo país durante o período 1982-90. Destas 16, excluimos 6 por falta de dados. Estes 6 itens excluídos são os de menores pesos relativos e, desta forma, qualquer problema gerado por esta exclusão é minorado. Obtivemos os dados relativos a preços de commodities junto à base do IFS.
- iv. Brasil: Média geométrica das 13 principais commodities exportadas pelo país durante o período 2000-06. Obtivemos os dados da balança comercial brasileira no site da FUNCEX e os dados de preços de commodities na base de dados do IFS.

Apresentamos no apêndice A uma tabela com os pesos relativos das commodities que participam do índice de preços de commodities específicos do Brasil e Nova Zelândia. Para calcular o preço de commodities em SDR, pegamos o valor em dólar e dividimos pela taxa de câmbio dólar/SDR. Utilizamos um índice de preço ao consumidor para países industrializados como deflator. Estas duas variáveis são obtidas junto à base do IFS.

³⁰ Para maiores detalhes ver o Boletim do Banco Central australiano de Outubro de 2003.

Taxa de Câmbio Real

Taxa de câmbio nominal efetiva ajustada pelo diferencial de inflação (índice de preços ao consumidor) entre o país e seus principais parceiros comerciais. A taxa de câmbio nominal efetiva é a taxa de câmbio do país frente a seus principais parceiros comerciais, com pesos de cada parceiro proporcionais a sua participação no comércio com o país em questão. A definição do Fundo Monetário Internacional para a taxa de câmbio real efetiva do país i (REER na sigla em inglês) é:

$$REER_i = \frac{P_i}{\exp\left(\sum_j W_j \ln(P_j/R_j)\right)}$$

onde j é um índice que vai de 1 até n sobre os países parceiros do país i ; W_j é o peso relativo do país j no comércio com o país i ; P_i e P_j são os índices de preço ao consumidor nos países i e j ; e R_i e R_j são as taxas de câmbio nominais em dólar. No nosso trabalho nós utilizamos o logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva. Segue abaixo a fonte dos dados de taxa de câmbio real efetiva para cada país estudado:

- i. Austrália - Fonte: RBA (Reserve Bank of Australia)
- ii. Canadá - Fonte: IFS
- iii. Nova Zelândia – Fonte: IFS
- iv. Brasil – Fonte: FUNCEX

Utilizamos ainda nesta dissertação a taxa de câmbio real de cada país frente ao dólar americano. Para calcular esta taxa, utilizamos a equação acima com o dólar americano entrando com peso um. Todos os dados de taxas de

câmbio nominal e índice de preço ao consumidor são obtidos junto à base de dados do IFS.

Diferencial de produtividade relativo entre os setores de bens transacionáveis e bens não-transacionáveis

No caso do diferencial de produtividade entre os países, o ideal seria utilizar dados da produtividade dos trabalhadores no setor de bens transacionáveis e não-transacionáveis, mas a falta de dados nos impossibilitou de usar tais dados. Desta forma, seguindo trabalhos anteriores como o de Aguirre e Calderon (2006), nós usamos a razão entre a produtividade por trabalhador no país em questão e a produtividade por trabalhador nos EUA (representando o resto do mundo). Como Proxy para produto por trabalhador nós utilizamos PIB per capita. De fato, o aumento do produto por trabalhador de determinado país é fortemente impactado pelo aumento do produto por trabalhar no setor de bens transacionáveis, haja vista que a produtividade no setor de serviços (bens não-transacionáveis) pouco varia. Os dados referentes ao PIB real per capita são fornecidos por instituições de pesquisa econômica de cada país.

Diferencial de taxa de juros

Utilizamos como medida de taxa de juros associada aos certificados de depósito, títulos do governo ou instrumentos similares, todos com duração de três meses. Os dados para os Estados Unidos, Canadá e Austrália são fornecidos pela OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico). Devemos utilizar uma medida de diferencial de taxa de juros real e, para tanto, o ideal seria utilizar uma medida de expectativa de inflação para deflacionar a taxa de juros nominal. Entretanto, por indisponibilidade de dados para todos os países, utilizaremos os índices de preço ao consumidor de cada país como Proxy para expectativa de inflação. A base de dados da OCDE não possuía estes dados na periodicidade desejada para o caso do Brasil. Desta forma, optamos por utilizar o diferencial entre a taxa SELIC deflacionada pelo IPC (índice de preço ao consumidor) brasileiro e a *FED funds rate* deflacionada pelo CPI (*consumer price*

index) americano. Assim utilizamos o diferencial entre duas taxas comparáveis, que servem de referência para as taxas básicas de juros brasileira e americana.

Consumo do Governo e Conta Corrente

Os dados referentes a consumo do governo e conta corrente de todos os países foram conseguidos junto à base de dados do IFS. Nós estamos interessados em uma medida relativa ao PIB de cada país e, desta forma, tanto o consumo do governo quanto a conta corrente são divididos pelo PIB nominal de cada país que também é fornecido pelo IFS.

3.4. Análise Empírica

Apresentaremos agora os resultados empíricos de nosso trabalho para os países pesquisados. Por simplicidade, utilizaremos abreviações em nossas tabelas das variáveis que estamos utilizando nas regressões. Segue abaixo tabela com todas as variáveis que utilizamos e as respectivas abreviações.

Tabela 2 – Abreviações das Variáveis Utilizadas

IPCOMD	Logaritmo Natural do Índice de Preços de Commodities em Dólar
IPCOMSDR	Logaritmo Natural do Índice de Preços de Commodities em SDR
REER	Logaritmo Natural da Taxa de Câmbio Real Efetiva
RERD	Logaritmo Natural da Taxa de Câmbio Real em Dólar
VEC	Desvios da Relação de Longo Prazo da Taxa de Câmbio Real
DIFJUR	Diferencial de Taxa de Juros
D.PROD	Logaritmo Natural do Diferencial Relativo de Produtividade entre Setores
CGCA	Consumo do Governo Canadense
CCCA	Conta Corrente Canadense
CCAU	Consumo do Governo Australiano
CGAU	Conta Corrente Australiana
CGNZ	Consumo do Governo da Nova Zelândia
CCNZ	Conta Corrente da Nova Zelândia
CGBR	Consumo do Governo Brasileiro
CCBR	Conta Corrente Brasileira
TEND	Tendência Linear

Austrália

Começamos nossa análise executando testes de raiz unitária – Phillips e Perron (1988), Augmented Dickey Fuller e Kwiatkowski (1979), Phillips e Schmidt (1992) – sobre todas as variáveis que utilizamos em nossas regressões. Estes testes de estacionariedade possuem diversas limitações em pequenas amostras, conforme exposto em Engel (2000) e, desta forma, preferimos confiar em nossa intuição teórica a nos basearmos nestes testes. As estatísticas t dos testes Phillips e Perron e ADF e as estatísticas F do teste KPSS estão reportadas no apêndice B deste trabalho.

Seguimos agora com testes de cointegração de Johansen (1991) e Engle-Granger (1987) entre as variáveis índice de preços de commodities, taxa de câmbio real e diferencial de produtividade relativo entre os setores e reportamos os testes no apêndice do trabalho.

Conforme já esperado, os testes nos sugerem que há apenas uma relação de cointegração entre as variáveis. Esta relação de cointegração poderia ser entre duas variáveis, mas testes dois-a-dois indicam que este não é o caso, já que estes testes indicavam não-cointegração.

Para estimar o vetor de cointegração, utilizaremos a metodologia chamada *Dynamic OLS* (DOLS) desenvolvida por Stock e Watson (1993). Segue abaixo tabela com os resultados do DOLS. Tabela 3 - Estimação dos coeficientes de longo prazo por DOLS com erros-padrão de Newey-West. (período amostral: t3:1982-t4:2006)

Variável	VI. Estimado (EP)	VI. Estimado (EP)	
	IPCOM em US\$	IPCOM em SDR	
ipcom	0.39 (0,04) **	0.26 (0,04)	***
d.prod	2.70 (0,68) **	1.40 (0,65)	**
const	0,05 (0,85)	2,17 (0,70)	***

*, ** e *** representam significância aos níveis de 10, 5 e 1% respectivamente. A primeira coluna refere-se às estimações com os preços de commodities medidos em dólar e a segunda a preços de commodities em SDR

As estimativas dos coeficientes do índice de preços de commodities e do diferencial de produtividade possuem o sinal esperado e são significantes. Podemos observar também que as estimativas indicam que 1% de aumento no índice de preço de commodities afeta a taxa de câmbio real em 0,39%. Quanto ao diferencial relativo de produtividade, segundo o efeito Balassa-Samuelson, um aumento relativo na produtividade do setor de tradables deve valorizar a taxa de câmbio real, que é, de fato, o resultado que encontramos em nossas estimações. Outra questão interessante que podemos notar é que o valor estimado da elasticidade do índice de preços de commodities diminui quando utilizamos SDR como unidade de medida deste índice, o que já havíamos comentado previamente.

Seguimos agora com a formulação de um modelo de correção de erros. Executamos várias etapas em nossas regressões com diferentes combinações de variáveis explicativas³¹. Os resultados estão resumidos na tabela abaixo.

Tabela 4 - Mecanismo de Correção de Erros – Formulação Genérica

$$\Delta REER_t = \alpha REER_{t-1} + \beta_1 \Delta PCOM_{t-1} + \beta_2 \Delta PROD_{t-1} + \gamma_1 \Delta DIFJUR_{t-1} + \gamma_2 \Delta CGAU_{t-1} + \gamma_3 \Delta CGEUA_{t-1} + \gamma_4 \Delta CGAU_{t-2} + \gamma_5 \Delta CGEUA_{t-2} + \gamma_6 \Delta CGAU_{t-3} + \gamma_7 \Delta CGEUA_{t-3}$$

(período amostral: t3:1982 –t4: 2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg. 3	Reg. 4
VEC	-0,329 *** (0,073)	-0,286 *** (0,071)	-0,31 *** (0,050)	-0,26 *** (0,048)
DIFJUR	-0,27 *** (0,087)	-0,127 (0,065)	-0,234 ** (0,094)	-0,127 (0,054)
CGAU	-0,013 * (0,007)		-0,01 (0,034)	*
CGEUA	0,016 ** (0,006)		0,014 (0,006)	*

³¹ A intuição teórica para a relação de curto prazo entre a taxa de câmbio real e estas outras variáveis de nosso modelo pode ser vista em Obstfeld e Rogoff (1996), Rogoff (1996) e Dornbush (1976). Optamos por executar diversas regressões com diferentes combinações destas variáveis pelo fato de algumas destas variáveis se mostrarem significantes em algumas situações e não significantes em outras.

CCCA	0 (0,005)	-0,005 (0,004)		
CCEUA	0,003 (0,003)	-0,001 (0,002)		
Const	-0,019 (0,131)	0,000 (0,010)	0,07 (0,122)	0,005 (0,004)
R2 ajustado	0,16	0,25	0,29	-0,28
n.obs	97	97	97	97

*, **, *** representam significância aos níveis de 10, 5 e 1 % respectivamente. Erros padrão entre parênteses.

Phillips e Loretan (1991) encontram que, dada a presença de cointegração, podemos usar técnicas padrão de inferência para realizar testes de hipótese nas variáveis do modelo acima, exceto para o coeficiente do vetor de cointegração.

Incluimos quantidades arbitrárias de defasagens das variáveis explicativas neste nosso modelo, mas estas defasagens nunca resultavam em estimativas significativas e, por isso, a opção por apenas uma defasagem.

Quanto aos resultados de nossas estimativas, o coeficiente do vetor de correção de erros gera estimativas com sinal esperado em todas as regressões. Embora não possamos utilizar métodos padrão de inferência nestas estimativas, os resultados sugerem que, após o período de um trimestre, a taxa de câmbio absorve em torno de 30% dos desvios da relação de longo prazo. O coeficiente estimado para o diferencial de taxa de juros é sempre significativo e com o sinal esperado. Segundo o modelo Overshooting de Dornbush (1976), um aumento do diferencial de taxa de juros hoje tende a provocar uma sobrevalorização da taxa de câmbio nominal no momento deste aumento e, passado algum tempo, a taxa de câmbio nominal se reduz e a taxa de câmbio real retorna ao valor de equilíbrio. Desta forma, a variável explicativa do nosso modelo, que mede o diferencial entre a taxa de câmbio hoje e esta taxa três meses antes, deve ser afetada negativamente pelo diferencial de taxa de juros. Trabalhos anteriores com modelos semelhantes resultam em estimativas compatíveis com as nossas, conforme em Amano e Van Nordem (1995) e em Bailliu, Dib, Kano e Schrembri (2005). Quanto aos coeficientes das contas correntes da Austrália e dos Estados Unidos, estes

coeficientes não são significantes em nenhuma de nossas regressões. De fato, esta variável é endógena, na medida em que a taxa de câmbio de um país afeta sua balança comercial. Deveríamos esperar um impacto positivo de um superávit em conta corrente sobre o câmbio, enquanto o efeito do câmbio sobre a conta corrente deve ser negativo. Desta forma, os coeficientes estimados no nosso modelo podem estar sendo subestimados.

Seguimos agora com a hipótese de que as variáveis de nosso modelo são estacionárias. Para tanto, devemos utilizar técnicas de regressão por mínimos quadrados e comparar os resultados com os anteriores.

Tabela 5 – Mínimos quadrados ordinários com erros padrão de Newey West. Período Amostral (t3:1982-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,37 ** (0,045)	0,33 ** (0,054)		
IPCOMSDR			0,22 ** (0,025)	0,27 ** (0,027)
D.PROD	1,52 ** (0,315)		1,44 ** (0,243)	
Const	-3,13 * (1,283)	3,25 ** (0,236)	-2,52 * (1,032)	3,57 ** (0,117)
R2 ajustado	0,61	0,46	0,63	0,49
n.obs	98	98	98	98

** e *** indicam significância aos níveis de 5% e 1% respectivamente.

Poderíamos supor, em princípio, que a exclusão da variável que mede a conta corrente possa estar viesando os resultados. De fato, a conta corrente é um dos caminhos através do qual os termos de troca afetam a taxa de câmbio real. Choques positivos nos termos de troca, representados pelo aumento relativo dos preços dos produtos exportados, aumentam os recursos externos disponíveis no país via um superávit em conta corrente, gerando um aumento de demanda doméstica que é compensando por uma valorização cambial.

Os resultados de nossas estimativas indicam que utilizar variáveis medidas pela moeda americana pode superestimar os coeficientes, assim como já havíamos comentado e que de fato já havia ocorrido quando estimamos a relação de longo prazo por DOLS.

Devemos atentar para possível viés nas estimações por mínimos quadrados causado por endogeneidade da variável índice de preço de commodities. Para tanto, testamos a hipótese de endogeneidade desta variável utilizando o teste de Hausman, no qual a variável endógena utilizada para o teste foi o índice global de preço de commodities do FMI. O teste gerou um p valor de 0,003, indicando que a variável índice de preço de commodities é endógena. De fato, a Austrália é grande participante no mercado mundial de alguns produtos, especialmente de minério de ferro, que se caracteriza por ser um mercado altamente concentrado em poucas empresas de nível global. Desta forma, o país deve ter algum poder de mercado ao negociar preços destas commodities, o que deve estar tornando a variável índice de preço de commodities endógena.

Para tratar de possível problema de endogeneidade causada por causalidade reversa entre as variáveis devemos utilizar técnicas de regressão linear simples em dois estágios e, como variável instrumental para o índice de preço de commodities, estamos utilizando um índice global de preço de commodities³², que compreende as 40 principais commodities transacionadas ao redor do mundo, excluindo commodities energéticas.

Tabela 6 – Mínimos quadrados em dois estágios com erros padrão de Newey-West, utilizando Non-fuel commodity price index do IFS como variável instrumental para o índice de preço de commodities. (período amostral: t3:1982-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,25 ** (0,069)	0,28 ** (0,069)		

³² Non-fuel commodity price index, calculado pelo IFS.

IPCOMSDR			0,21		0,24	
				**		**
			(0,046)		(0,049)	
D.PROD	1,58		1,49			
		**				
	(0,349)		(0,473)			
Const	-3,26	3,50	-2,65		3,70	
		**		**		**
	(1,425)	(0,296)	(1,982)		(0,209)	
R2 ajustado	0,61	0,45	0,63		0,48	
n.obs	98	98	98		98	
t.Hausman (p valor)	0,0003					

*** indica significância ao nível de 1%.

Os resultados indicam que, mesmo controlando para possível problema de endogeneidade, o efeito dos preço de commodities sobre a taxa de câmbio real continua positivo e consistente, indicando que o país possui uma *commodity currency*.

Canadá

Começamos efetuando os testes de raiz unitária de Phillips e Perron, ADF e KPSS. Os resultados dos testes são apresentados no apêndice B desta dissertação. Os testes de cointegração de Johansen (1991) e de Engle-Granger (1987) são apresentados no apêndice D.

Prosseguimos agora com as estimações dos coeficientes de cointegração utilizando a metodologia DOLS de Stock e Watson (1993). Segue na tabela abaixo os resultados destas estimações.

Tabela 7 – Estimação dos coeficientes de longo prazo por Dynamic OLS com erros-padrão de Newey-West (período amostral: t1:1982 – t4:2006).

Variável	VI.	
	Estimado (EP)	Estimado (EP)
	IPCOM em	IPCOM em
	US\$	SDR
ipcom	0,358	0,315
	**	**
	(0,09)	(0,06)
d.prod	0,38	-0,43
	(0,52)	(0,39)

const	-5,42 (11,85)	13,47 (14,15)
-------	------------------	------------------

*, ** e *** representam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente. A primeira coluna refere-se às estimações com os preços de commodities medidos em dólar e a segunda a preços de commodities em SDR

Assim como para o caso australiano, os coeficientes de interesse são estimados sempre com os sinais esperados e são significantes. Desta vez, não estamos conseguindo captar o efeito Balassa-Samuelson, o que deve estar sendo causado por problemas relacionados à variável que estamos usando para medir o diferencial relativo de produtividade entre os setores. Seguimos agora com a formulação de um modelo com vetor de correção de erros. Apresentamos abaixo os resultados de nossas estimações do modelo.

Tabela 8 - Mecanismo de Correção de Erros – Formulação Genérica

$$\Delta RIER_t = \alpha RIER_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 PCOM_{t-1} - \beta_3 DPROD_{t-1} + \gamma_1 DIFJUR_{t-1} + \gamma_2 CGCA + \gamma_3 CGEUA + \gamma_4 CCCA + \gamma_5 CCEUA + \gamma_6 Const$$

(Período Amostral: t1:1982-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg. 3	Reg. 4
VEC	-0,11 ** (0,037)	-0,07 * (0,026)	-0,10 ** (0,034)	-0,07 * (0,031)
DIFJUR	-0,30 ** (0,084)	-0,019 (0,059)	-0,31 ** (0,082)	-0,03 (0,055)
CGCA	-0,007 (0,007)		-0,010 ** (0,003)	
CGEUA	0,017 ** (0,004)		0,016 ** (0,004)	
CCCA	0,007 (0,007)	0,001 (0,007)		
CCEUA	-0,154 (0,249)	-0,101 (0,18)		
Const	-0,139 (0,103)	0,001 (0,006)	-0,05 (0,078)	0,004 (0,003)
R2 ajustado	0,26	0,05	0,21	0,04
n.obs	97	100	100	100

*, ** e *** indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1% de significância, respectivamente.

Os coeficientes estimados das contas correntes do Canadá e dos EUA nunca se mostram significantes, assim como para o caso da Austrália. Conforme dito anteriormente, este problema pode estar sendo causado pela endogeneidade desta variável, que é determinada conjuntamente à taxa de câmbio. Além disto, as séries analisadas das contas correntes apresentam forte persistência, mesmo que a teoria não permita que tal variável seja não estacionária. Podemos perceber também que a resposta da taxa de câmbio aos desvios da relação de longo prazo desta variável é mais lenta do que para o caso australiano, já que agora cerca de 10% dos desvios são compensados por variações na taxa de câmbio no trimestre subsequente. Os valores estimados dos coeficientes de todas as outras variáveis geram os mesmos resultados que o caso australiano, que são os resultados esperados pela literatura. Além disto, o coeficiente estimado do diferencial de taxa de juros perde significância quando excluimos o consumo do governo da regressão, o que pode ser explicado pelo viés causado por omissão de variáveis explicativas correlacionadas com o diferencial de taxa de juros.

Faremos agora a análise supondo que as variáveis do modelo são estacionárias. Segue abaixo tabela das regressões por mínimos quadrados ordinários.

Tabela 9 - Mínimos quadrados ordinários com erros padrão de Newey West. Período Amostral (Período amostral: t1:1982-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,43 *	0,46 **		
	(0,084)	(0,069)		
IPCOMSDR			0,38 **	0,32 **
			(0,077)	(0,050)
D.PROD	0,28 (0,53)		-0,60 (0,669)	
Const	-3,47 (12,04)	2,88 (0,280)	17,27 (15,22)	3,57 (0,197)
		**		**
R2 ajustado	0,53	0,48	0,45	0,43

n.obs	100	100	100	100
-------	-----	-----	-----	-----

*** e ** indicam significância aos níveis 1% e 5 %, respectivamente

Assim como para o caso australiano, as estimativas do coeficiente de interesse diminuem quando controlamos para o diferencial relativo de produtividade entre os países e quando calculamos o índice de preço de commodities em SDR. Além disso, os coeficientes que medem a elasticidade da taxa de câmbio real ao índice de preço de commodities são sempre estimados de forma significativa e com sinal positivo.

Efetuamos testes de Hausman utilizando o índice de preço global de commodities como instrumento e o p valor encontrado (0,0005) indica que o Canadá também possui poder de mercado para fixar preço de commodities de exportação, mesmo resultado encontrado para Austrália. De fato, o Canadá é grande exportador mundial de produtos florestais, e um potencial poder na fixação do preço destes produtos deve estar fazendo com que a variável índice de preço de commodities seja uma variável endógena. Seguimos então estimando o nosso modelo por mínimos quadrados em dois estágios.

Tabela 10 - Mínimos quadrados em dois estágios com erros padrão de Newey-West, utilizando Non-fuel commodity price index do IFS como variável instrumental para o índice de preço de commodities. (Período amostra: t1:1982-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,49 (0,056)	** 0,50 (0,192)	**	
IPCOMSDR			0,38 (0,052)	0,34 (0,117)
D.PROD	0,14 (0,292)		-0,6 (0,378)	
Const	-0,48 (6,638)	2,70 (0,784)	** 17,28 (8,583)	* 3,49 (0,439)
R2 ajustado	0,52	0,48	0,44	0,43
n.obs	100	100	100	100

t.Hausman (p valor) 0,0003

*** e ** indicam significância aos níveis de 1% e 5%, respectivamente.

Mesmo controlando para a endogeneidade do índice de preço de commodities, a estimativa da elasticidade do índice de preço de commodities é sempre positiva e significativa, assim como anteriormente encontrado para a Austrália.

Nova Zelândia

Assim como para os dois países anteriores, apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração no apêndice.

Os resultados de ambos os testes de cointegração indicam que as variáveis possuem uma relação estável de longo prazo, ou seja, que elas são cointegradas. Estimamos agora esta relação de longo prazo entre as variáveis de nosso modelo utilizando a metodologia DOLS. Segue abaixo tabela com os resultados das estimações.

**Tabela 11 - Estimação dos coeficientes de longo prazo por DOLS
(período amostral: t1:1986 – t4:2006).**

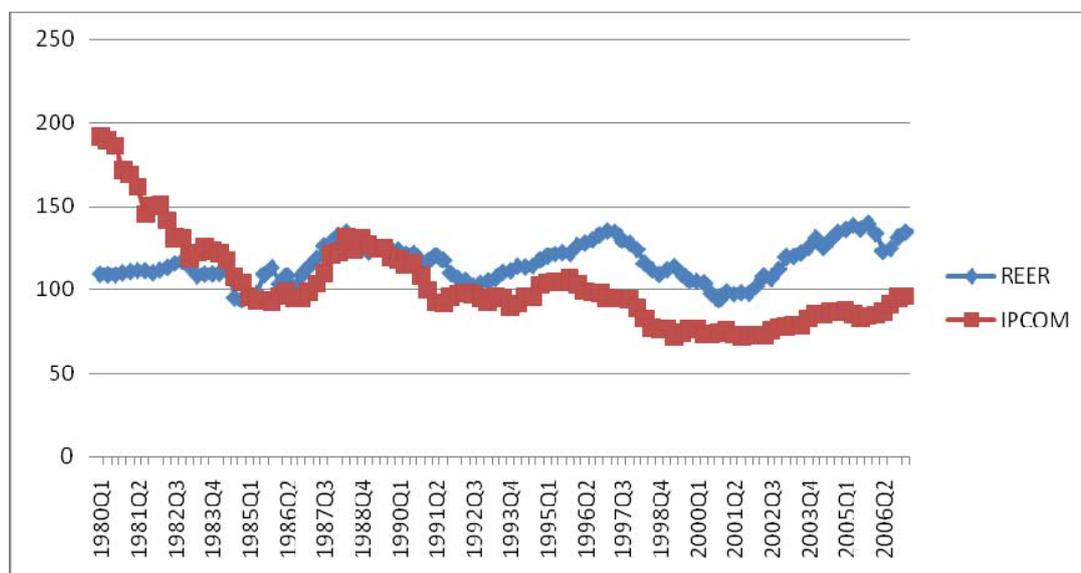
Variável	VI.	VI.	VI.	VI.
	Estimado (EP)	Estimado (EP)	Estimado (EP)	Estimado (EP)
	IPCOM em US\$	IPCOM em SDR	IPCOM em US\$	IPCOM em SDR
ipcom	0,16	0,7	0,62	0,48
			**	**
	(0,115)	(0,086)	(0,165)	(0,147)
d.prod	2,40	0,45	0,84	2,45
	**	**	**	**
	(0,588)	(0,040)	(0,498)	(0,071)
const	-18,9		-6,79	
	**			
	(5,516)		(4,40)	
tend			0,004	0,003
			**	*
			(0,000)	(0,001)

***, ** e * representam significância aos níveis de 1, 5 e 10% respectivamente.

Quando replicamos a análise feita para Austrália e Canadá para o caso da Nova Zelândia, os resultados não seguem o esperado. Assim como para Austrália e Canadá, o índice de preço de commodities tem uma tendência linear de queda durante o período analisado. Efetuando uma regressão por mínimos quadrados

ordinários de cada um dos índices destes três países sobre uma tendência linear, fica fácil observar tal fato. Mas, diferentemente dos casos dos dois países anteriormente estudados, a série de taxa de câmbio real da Nova Zelândia não acompanha a tendência de queda. De fato, segundo Chen e Rogoff (2003), a participação de commodities na pauta das exportações deste país beirava 70% do total na década de 1980, mas atualmente respondem por cerca de metade do total exportado. Esta variação de participação de commodities no total exportado pelo país deve variar a resposta da taxa de câmbio aos preços de commodities. A relação entre a taxa de câmbio real de um país e seu índice de preço de commodities de exportação deve ser mais forte quando a participação de commodities aumenta em relação a outros produtos da pauta de exportação do país em questão. Desta forma, o fato de a taxa de câmbio neozelandesa possuir uma tendência menos proeminente do que seu índice de preço de commodities pode estar sendo provocado por esta queda de participação das commodities na sua pauta de exportação a partir da década de 80. Observando o gráfico abaixo podemos verificar este fato.

Gráfico 6 - Gráfico da taxa de câmbio real e do índice de preço de commodities específico da Nova Zelândia.



Assim como feito para Austrália e Canadá, prosseguimos nosso estudo com a formulação de um modelo VEC.

Tabela 12 - Mecanismo de Correção de Erros – Formulação Genérica

$$\Delta REER_t = \alpha REER_{t-1} - \beta_1 \Delta PCOM_{t-1} - \beta_2 \Delta PROD_{t-1} - \beta_3 \Delta ENDO_t + \gamma_1 \Delta IFR_{t-1} + \gamma_2 \Delta CCA + \gamma_3 \Delta CCEUA + \gamma_4 \Delta CCNZ + \gamma_5 \Delta CCEUA + \gamma_6 \Delta CCNZ$$

(período amostral: t1:1986-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg. 3	Reg. 4
VEC (-1)	-0,20 ** (0,076)	-0,194 ** (0,075)	-0,19 ** (0,073)	-0,194 ** (0,072)
DIFJUR (-1)	0,011 (0,195)	0,12 (0,153)	0,04 (0,190)	0,116 (0,151)
CGNZ (-1)	-0,016 ** (0,005)		-0,014 * (0,005)	
CGEUA (-1)	0,007 (0,006)		0,006 (0,006)	
CCNZ (-1)	-0,001 (0,002)	-0,000 (0,002)		
CCEUA (-1)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)		
Const	0,16 (0,099)	-0,009 (0,008)	0,162 (0,089)	-0,003 (0,005)
R2 ajustado	0,13	0,05	0,14	0,09
n.obs	78	78	78	78

***, ** e * indicam significância aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente.

O que nos chama a atenção em uma primeira análise dos resultados é o coeficiente do diferencial de taxa de juros real. Diferentemente do que obtemos para Canadá e Austrália, aqui a estimativa do coeficiente é positiva em todas as regressões, embora não significativa. Isto vai contra nossa intuição teórica baseada em Dornbush (1976) e pode ser provocado pela endogeneidade da taxa de juros neozelandesa. Uma depreciação cambial pode provocar pressões inflacionárias através dos preços de importação e, desta forma, o Banco Central neozelandês subiria a taxa de juros de forma a tentar manter a inflação dentro da meta estabelecida. Através desse mecanismo, esta política pode tornar a taxa de juros da Nova Zelândia uma variável endógena. As estimativas dos outros coeficientes são similares àquelas obtidas para os outros países estudados. Os coeficientes de conta corrente são não significantes e o de consumo do governo da Nova Zelândia possui sinal negativo e significativa a 5%. Além disso, o coeficiente do vetor de correção de erros possui o sinal esperado, embora não possamos fazer inferência

em cima deste coeficiente, conforme já mencionado. O resultado indica que a taxa de câmbio absorve em torno de 20% dos desvios de sua relação de longo prazo após um trimestre.

Seguimos agora com a hipótese de que as variáveis são estacionárias. Desta vez, realizaremos regressões de mínimos quadrados ordinários com tendência.

Tabela 13 - Mínimos quadrados ordinários com erros padrão de Newey West. (Período amostra: t1:1986-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,56 ** (0,088)	0,70 ** (0,098)		
IPCOMSDR			0,26 * (0,114)	0,62 ** (0,102)
D.PROD	0,81 ** (0,282)		1,48 ** (0,349)	
Const	-6,10 * (2,504)	1,22 * (0,498)	- 11,18 ** (3,098)	1,79 ** (0,486)
Tend	0,004 ** (0,000)	0,004 ** (0,000)	0,002 ** (0,000)	0,004 ** (0,001)
R2 ajustado	0,65	0,62	0,49	0,39
n.obs	84	84	84	84
LM	38,67	40,22	66,94	66,65

*, ** e *** indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

Os testes de Hausman indicaram que a variável índice de preço de commodities é endógena à formação da taxa de câmbio real, assim como ocorrido para Austrália e Canadá, resultando em um p valor de 0,0036. Utilizamos para este teste o mesmo instrumento utilizado para Austrália e Nova Zelândia. De fato, já deveríamos esperar isto para a Nova Zelândia, por este país ser grande produtor mundial de carne de carneiro e fornecer metade do total consumido no mundo. Para corrigir o viés causado pela endogeneidade da variável índice de preço de

commodities, estimamos o modelo por mínimos quadrados em dois estágios. Os resultados são apresentados abaixo.

Tabela 14 - Mínimos quadrados em dois estágios com erros padrão de Newey-West, utilizando Non-fuel commodity price index do IFS como variável instrumental para o índice de preço de commodities. (Período amostral: t1:1986-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3
IPCOMD	0,68 ** (0,116)	0,75 ** (0,121)	
IPCOMSDR			0,47 ** (0,142)
D.PROD	0,40 (0,382)		1,01 * (0,401)
Const	-2,66 (0,398)	0,98 (0,614)	-7,57 (3,468)
Tend	0,004 ** (0,001)	0,004 ** (0,001)	0,003 ** (0,001)
R2 ajustado	0,64	0,62	0,47
n.obs	84	84	84
t.hausman (p valor)	0,0036		

** e *** indicam significância aos níveis de 5 e 1%, respectivamente.

Vale notar que quando incluímos a tendência linear no modelo verificamos um aumento das estimativas da elasticidade do índice de preço de commodities sobre a taxa de câmbio real. Fazendo isto estamos controlando pela queda de participação de commodities na pauta de exportação neozelandesa (incluindo a tendência) e, desta forma, chegamos sempre à conclusão de que o país possui uma *commodity currency*, independentemente da hipótese que formulamos para as séries de taxa de câmbio real e de preços de commodities. Além disso, os resultados continuam consistentes quando controlamos para o problema de endogeneidade, indicando que a Nova Zelândia, além de possuir poder de mercado, possui uma *commodity currency*.

Brasil

Conforme já exposto, trata-se de uma economia emergente, que durante décadas sofreu com elevadas taxas de inflação. Além disso, até o ano de 1999, o governo brasileiro intervinha fortemente sobre mercado cambial. Desta forma, para nosso estudo empírico da determinação da taxa de câmbio real, não poderemos utilizar dados anteriores a 1999. Assim nossa base de dados fica reduzida ao período pós 1999.

Os testes de raiz unitária e de cointegração são apresentados no apêndice do trabalho. Os dois testes de cointegração indicam que há relação estável de longo prazo entre as variáveis e, desta forma, seguimos estimado esta relação por DOLS.

Tabela 15 - Estimação dos coeficientes de longo prazo por Dynamic OLS. (Período amostral: m1:1999-m4:2007).

Variável	VI. Estimado (EP)	VI. Estimado (EP)
	IPCOM em	IPCOM em
	US\$	SDR
Ipcom	1,14	1,59
	**	**
	(0,106)	(0,127)
R2 ajustado	0,54	0,63

*** indica significância ao nível de 1%.

Desta vez, diferentemente dos três casos anteriores, a estimativa do coeficiente do índice de preço de commodities aumenta quando o medimos em SDR. Para capturar melhor os efeitos de variações no dólar sobre as estimativas deste coeficiente, efetuamos também a regressão acima utilizando a taxa de câmbio real calculada em relação ao dólar e não a taxa efetiva que utilizamos até agora. Nossa estimativa para o coeficiente da taxa de câmbio real nesta situação foi de 1,61. Além disso, podemos verificar que o coeficiente de interesse tem valor estimado maior do que para os outros países estudados nesta dissertação. Acreditamos que para o período estudado haja um forte efeito indireto do índice de preço de commodities sobre a taxa de câmbio real. Tal efeito se dá através do

risco país. Uma escalada nos preços de commodities exportadas pelo Brasil representa uma melhora significativa em seus termos de troca e, desta forma, o país se torna menos arriscado para investimentos externos, dado que se torna, em princípio, um melhor pagador. Na medida em que o país se torna mais atraente a investimentos estrangeiros, há um aumento nos fluxos de capitais entrantes no Brasil, causando uma apreciação da taxa de câmbio do país. Não acreditamos que o EMBI tenha efeito de longo prazo sobre a taxa de câmbio real, mas o que de fato verificamos empiricamente para o período estudado é que o EMBI tem alto poder explicativo para a determinação da taxa de câmbio real. Prosseguimos agora com a formulação de um modelo VEC para a taxa de câmbio real.

Tabela 16 - Mecanismo de Correção de Erros – Formulação Genérica

$$\Delta REER_t = \alpha REER_{t-1} - \beta_1 \Delta PCOM_{t-1} - \beta_2 \Delta PROD_{t-1} + \gamma_1 \Delta FJUR_{t-1} + \gamma_2 CGCB + \gamma_3 CCEUA + \gamma_4 CCBR + \gamma_5 CCEUA + \gamma_6 EMBI + \gamma_7 \text{Const}$$

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg. 3	Reg. 4
VEC(-1)	-0,16 *	-0,13 *	-0,15 **	-0,13 **
	(0,069)	(0,055)	(0,064)	(0,047)
DIFJUR(-1)	-0,02 (0,06)	-0,04 (0,058)	-0,01 (0,058)	-0,03 (0,053)
CGBR(-1)	0,00 (0,001)		0,00 (0,001)	
CCEUA(-1)	0,01 (0,016)		-0,00 (0,008)	
CCBR(-1)	-0,00 (0,003)	0,00 (0,003)		
CCEUA(-1)	0,01 (0,010)	0,00 (0,008)		
EMBI(-1)	-0,0004 *	-0,0004 *	-0,0003 **	-0,0003 **
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
Const	-0,16 (0,222)	0,05 (0,049)	0,01 (0,130)	0,03 (0,011) *
R2 ajustado	0,058	0,064	0,068	0,082
n.obs	99	99	99	99

** e *** indicam significância aos níveis de 5% e 1%, respectivamente.

Assim como para os casos anteriores, a estimativa do coeficiente que multiplica o vetor de cointegração se mostra com sinal esperado e indica que a

taxa de câmbio real absorve por mês cerca de 15% dos desvios de sua relação de longo prazo. O diferencial de taxa de juros se mostra não significativo em todas as regressões. A taxa de juros é determinada pela política monetária de metas de inflação do banco central. Tal política tem por objetivo manter a taxa de inflação dentro de uma meta pré-estabelecida para o ano e utiliza a taxa de juros como instrumento para manter a inflação sob controle. Isto torna a taxa de juros endógena à determinação da taxa de câmbio, já que a taxa de câmbio tem impacto direto sobre a taxa de inflação através dos preços dos produtos importados.

Similarmente aos casos já estudados, as estimativas dos coeficientes das contas corrente brasileira e americana são não significantes. Os coeficientes do consumo do governo brasileiro e do governo americano também se mostram não significantes, diferentemente dos casos já estudados. O efeito direto que esperamos para o consumo do governo brasileiro sobre a taxa de câmbio é que um aumento no consumo do governo aprecie a taxa de câmbio real, já que o consumo do governo brasileiro recai mais sobre os bens não-transacionáveis (serviços), elevando o preço relativo destes bens. Mas estamos tratando aqui de uma nação em desenvolvimento, em que a percepção de risco por parte dos investidores externos influencia muito nos fluxos de capitais e, desde que aumento no consumo do governo possa piorar a percepção de risco por parte dos investidores externos, isto pode levar a um efeito adverso sobre a taxa de câmbio real.

Conforme já havíamos mencionado, uma variável fundamental para a determinação da taxa de câmbio real durante o período foi o EMBI+Brasil. De fato, uma queda do EMBI+Brasil, refletindo uma queda na percepção de risco por parte dos investidores estrangeiros, leva a um influxo de capitais, aumentando a oferta de moeda estrangeira no país. Isto leva a uma apreciação da taxa de câmbio brasileira.

Estes fatores em conjunto nos levam a concluir que os principais determinantes da apreciação do Real durante o período estudado são os termos de troca (aqui representado pelo preço das commodities de exportação em dólar deflacionado pelo CPI americano) e a queda do risco país que provoca um influxo de capitais.

Seguimos agora supondo que os preços de commodities e a taxa de câmbio real são variáveis estacionárias. Assim como para os casos anteriores, iniciamos nossa análise com regressões por mínimos quadrados ordinários, adicionando a variável que mede o risco país nas nossas regressões. Segue abaixo tabela com os resultados obtidos.

Tabela 17 - Mínimos quadrados ordinários com erros padrão de Newey West. Período Amostral (m1:1999-m4:2007)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,63 ** (0,225)	1,09 ** (0,206)		
IPCOMSDR			1,07 ** (0,132)	1,53 ** (0,205)
EMBI	-0,0015 ** (0,0004)		-0,0015 ** (0,0002)	
DIF_JUR	0,113 (0,099)		0,17 ** (0,072)	
Const	1,755 (1,043)	-0,42 (0,940)	0,08 (0,565)	-1,97 (0,875)
R2 ajustado	0,64	0,54	0,75	0,62
n.obs	100	100	100	100

***, ** e * indicam significância aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Quando controlamos pelo EMBI, verificamos que as estimativas são significativamente reduzidas. Conforme comentado anteriormente, a ausência do EMBI nas regressões deve estar viesando para cima nossas estimativas do coeficiente do índice de preço de commodities. De fato, um aumento nos preços de commodities melhora os termos de troca do Brasil, fazendo com que este se torne relativamente mais rico, o que por sua vez faz com que o país se torne menos arriscado a investimentos externos. A apreciação dos preços de commodities verificada desde o ano de 2002 tem favorecido o desenvolvimento econômico do país, reduzindo o risco Brasil, e favorecido um influxo de capital. Desta forma, quando não controlamos pelo EMBI, o coeficiente do índice de preço de commodities está capturando também este efeito indireto sobre a taxa de

câmbio real. Além disso, com o amadurecimento da economia brasileira e uma aproximação da classificação de *investment grade*, a correlação entre o EMBI e a taxa de câmbio tende a diminuir. O que se tem verificado nos últimos anos é uma queda forte de tal correlação, como pode ser observado em artigo extraído do jornal Valor Econômico de 25 de março de 2008: “É também essa melhora nos “fundamentos brasileiros” que está por trás da queda da correlação positiva entre o EMBI-Brasil e a taxa cambial. Não somente se reduziu a sensibilidade do crescimento do risco-Brasil frente ao nível internacional de aversão ao risco, como também a taxa cambial passou a mostrar um comportamento menos dependente das oscilações do risco-brasil”³³. Desta forma, acreditamos que o efeito total do índice de preço de commodities sobre a taxa de câmbio real brasileira deve diminuir conforme a economia deste país amadurecer, já que o efeito indireto através do EMBI+ Brasil perde importância.

Quanto à questão da endogeneidade da variável índice de preço de commodities, realizamos o teste de Hausman que gerou um p valor de 0,87, validando a hipótese de que esta variável é exógena e que o país não possui poder de mercado. De fato, o Brasil possui uma pauta de exportações de commodities bastante diversificada e, mesmo sendo um grande produtor de minério de ferro e este mercado sendo bastante concentrado, o produto representa menos de 15% do total das exportações de commodities do país. Como já havíamos feito para os outros países estudados, efetuamos também estimações por mínimos quadrados em dois estágios. Os resultados são apresentados abaixo.

Tabela 18 - Mínimos quadrados em dois estágios com erros padrão de Newey-West, utilizando Non-fuel commodity price index do IFS como variável instrumental para o índice de preço de commodities. (Período amostral: m1:1999-t2:2007)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
IPCOMD	0,64	1,175		

³³ Artigo intitulado “Os Benefícios da ortodoxia”, de autoria de Affonso Celso Pastore e Maria Cristina Pinotti extraído do jornal Valor Econômico, página A13, de 25 de fevereiro de 2008.

		**	**		
IPCOMSDR	(0,149)		(0,093)	1,156	1,99
					**
				(0,316)	(0,287)
EMBI	-0,0015	**		-0,0014	**
	(0,000)			(0,0004)	
DIF_JUR	0,11			0,18	*
	(0,084)			(0,079)	
Const	1,716	*	-0,815	-0,31	-3,90
	(0,699)		(0,424)	(1,368)	(1,221)
R2 ajustado	0,64		0,54	0,75	0,56
n.obs	100		100	100	100
t.hausman (p valor)					,87

*, ** e *** representam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

3.5.Comparando os Resultados dos Países

Faremos agora uma comparação entre nossas estimativas para os diferentes países. Segue abaixo tabela com as estimações dos coeficientes de longo prazo do índice de preço de commodities. Estimamos os resultados abaixo utilizando períodos pós-1999 para todos os países de forma a tornar os resultados diretamente comparáveis.

Tabela 19 - Estimativa por DOLS dos coeficientes de índice de preço de commodities.

	Austrália	Canadá	Nova Zelândia	Brasil
IPC	0,24 ***	0,86	1,27 ***	1,14 ***
OMD		**		
IPC	0,19 **	0,73	0	1,59 ***
OMSDR		**		

*** representa significância ao nível de 1%.

Comparando os resultados entre Austrália e Canadá, verificamos que o efeito *commodity currency* é maior para este último para as duas medidas de índice de preço de commodities. De fato, acreditamos que o efeito *commodity currency* deva variar em função da participação de commodities no total

exportado pelo país e também na participação destas exportações no PIB do país. Para o período entre 1996 e 2000, a participação das exportações de commodities sobre o total foi de 20% para Austrália e Canadá, enquanto que a participação de exportações de commodities sobre o PIB durante mesmo período foi de 4% para Austrália e de 8% para Canadá³⁴. Utilizando técnicas semelhantes às nossas, Chen e Rogoff (2003) estimam este mesmo efeito em 0,39 para a Austrália e 0,40 para o Canadá. O que pode gerar tal diferença é que eles utilizam a taxa de câmbio real e o índice de preço de commodities em dólar e não incluem diferencial de produtividade em suas regressões. Conforme já explicado, utilizar valores em dólar pode levar a um viés para cima nas estimativas. O coeficiente estimado é sensivelmente maior para o caso da Nova Zelândia quando medimos o índice de preço de commodities em dólar, assim como ocorre em Chen e Rogoff (2003), mas quando utilizamos SDR para precificar as commodities, tal efeito se torna não significativo. As estimativas para o Brasil são maiores do que os da Austrália e Canadá em todas as regressões, e maiores do que o da Nova Zelândia quando utilizamos SDR como unidade para o índice de preço de commodities. De fato, conforme já explicado anteriormente neste trabalho, estamos estudando um período em que o risco país medido aqui pelo EMBI+Brasil tem um efeito importante na taxa de câmbio real brasileira e parte do efeito dos preços de commodities sobre esta variável se dá pelos influxos de capital.

Seguimos agora comparando os resultados das regressões por mínimos quadrados ordinários. Novamente utilizamos dados de 1999 em diante.

Gráfico 7 – Estimções por mínimos quadrados ordinários controlando para diferencial relativo de produtividade entre os setores. Para Brasil, não controlamos por esta variável.

	Austrália	Canadá	Nova Zelândia	Brasil
OLS DÓLAR	0,39 **	0,8 **	1,05 **	0,63 **
OLS SDR	0,36 **	0,71 **	0,34	1,07 **

*** representa significância ao nível de 1%.

³⁴ Conforme informação extraída de Fernandez (2003).

Os coeficientes são maiores para o Canadá do que para a Austrália, o que nos sugere que o efeito *commodity currency* é maior para o Canadá. Os resultados da Nova Zelândia perdem significância quando medimos o índice de preço de commodities em dólar, assim como acontecia ao estimarmos a relação de cointegração por DOLS. Para o caso do Brasil, o efeito diminuiu bastante quando comparado às regressões por DOLS. Esta queda se deve ao fato de agora estarmos incluindo a variável EMBI na análise. Conforme já mencionado, existe um importante efeito indireto dos preços de commodities sobre a taxa de câmbio real através do risco país. Mesmo controlando para o risco país, o efeito *commodity currency* continua maior para o Brasil. Vale lembrar que não estamos utilizando diferencial de produtividade entre os setores para o caso brasileiro, o que pode viesar para cima nossas estimativas. Quando não controlamos para este diferencial para os outros países, o efeito *commodity currency* é amplificado e se aproxima do efeito brasileiro. Isto nos sugere que a exclusão da variável que mede a produtividade relativa entre os setores deve viesar os resultados. Mesmo assim, o efeito para Brasil continua sendo sensivelmente maior do que para os outros países. Acreditamos que a variável EMBI+Brasil seja relevante para o caso brasileiro durante o período estudado, mas conforme anteriormente mencionado, a correlação entre estas variáveis diminuiu fortemente nos últimos tempos. De fato, para economias mais desenvolvidas, os fluxos de capital para investimento são menos dependentes de medidas de risco país, o que reduz sua volatilidade.

4 Conclusão

Nosso principal objetivo neste trabalho foi o de estudar a relação entre preço de commodities e taxa de câmbio real para países exportadores líquidos destes produtos, o que nos demanda bastante cuidado na parte técnica. A literatura sobre a determinação da taxa de câmbio real diverge em questões relacionadas ao mecanismo gerador de dados das séries de taxa de câmbio e preço de commodities e, para cada hipótese que formulamos sobre esta questão, devemos utilizar uma técnica apropriada. Há ainda outra divergência nesta literatura que diz respeito à endogeneidade da variável índice de preço de commodities. Sabemos que estas divergências estão longe do fim e não é nosso interesse discuti-las neste trabalho, mas, durante a análise empírica que fazemos, buscamos sempre resultados robustos a estas diferentes hipóteses, utilizando para isso técnicas adequadas a cada situação. Outra questão importante que tratamos aqui é sobre os efeitos de variações do dólar sobre nossas estimativas.

Para Canadá e Austrália, os resultados são robustos a todas as hipóteses que formulamos e são próximos, indicando que as taxas de câmbio reais destes países são influenciadas pelos preços de commodities e, desta forma, podemos dizer que eles possuem *commodity currencies*. Além disso, a estimativa do efeito do índice de preço de commodities diminui quando o medimos em dólar, o que nos indica que efeitos de variações no valor do dólar podem estar viesando as estimativas anteriores. Além disso, testes de Hausman indicaram que apenas o Brasil não possui poder de mercado em suas exportações, o que deve estar acontecendo pelo fato deste país possuir uma pauta de exportação de commodities mais diversificada do que os outros três países estudados neste trabalho.

Os resultados para a Nova Zelândia são um pouco diferentes destes dois países anteriores. Quando olhamos para as séries de taxa de câmbio real e de índice de preço de commodities da Nova Zelândia, podemos observar que a série do índice de preço de commodities possui uma tendência declinante ao longo do

período analisado, enquanto a série de taxa de câmbio real não acompanha tal tendência. Como já mencionado, isto pode estar sendo provocado pelo fato de a participação de commodities na pauta das exportações neozelandesas ter diminuído sensivelmente a partir da década de 80. Assim optamos por fazer nossas regressões incluindo uma tendência. O resultado da regressão quando utilizamos o índice de preço de commodities em dólar é significativo, mas quando utilizamos o SDR para medir esta variável o coeficiente estimado perde significância. Contudo, quando impomos a hipótese de que as séries são estacionárias e utilizamos as regressões apropriadas para esta situação, os resultados são sempre robustos e significantes.

O estudo para o Brasil também possui algumas peculiaridades que o diferencia destes outros países. Primeiramente, só podemos utilizar dados desde 1999 para este país. Além disso, durante o período estudado, o Brasil passou por profundas mudanças macroeconômicas e de estabilização de sua economia. Desta forma, medidas de risco país devem ter um efeito importante durante o período que estudamos e a exclusão de uma variável que meça este risco pode viesar os resultados. Quando utilizamos a hipótese de que as variáveis índice de preço de commodities e taxa de câmbio real possuem raiz unitária, as regressões são semelhantes àquelas utilizadas para os outros países. O coeficiente estimado é sensivelmente maior do que nos casos de Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Quando utilizamos a hipótese de que as variáveis são estacionárias, nós inserimos a variável EMBI na análise. De fato, quando controlamos por esta variável, as nossas estimativas reduzem de forma significativa, o que já era esperado, conforme discutimos no texto. Além disso, testes de Hausman indicaram que o Brasil é o único país que possui o índice de preço de commodities exógeno à taxa de câmbio real.

Os resultados para o Brasil também indicam que este país possui uma *commodity currency*, mas o efeito dos preços de commodities sobre a taxa de câmbio real deve perder importância ao longo do tempo, na medida em que o Brasil se desenvolve economicamente e se torna um investimento menos arriscado aos olhos de investidores estrangeiros.

5 Bibliografia

Aguirre, A., Calderón, C. “Real Exchange rate misalignments and economic performance.”, Banco Central do Chile, Maio de 2006.

Amano, R., e van Norden, S., 1995. “Terms of Trade and Real Exchange Rates: the Canadian Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, pp. 83-104.

Bailliu, J., Dib, A., Kano, T. e Schembri, K. 2005 “Commodity Currencies, Global Imbalances and Multilateral Adjustment.”, International Department, Bank of Canada, Novembro de 2005.

Balassa, B., 1964. “The Purchasing Power Parity Doctrine: A reappraisal.” *Journal of Political Economy*, Vol. 72, pp. 584-96.

Bidakorda, P., e Crucini, M., J., 2000. “Commodity Prices and the Terms of Trade.” *Review of International Economics*, Vol. 8, pp. 647-66.

Bleaney, M., 1996. “Primary Commodity Prices and the Real Exchange Rate: the Case of Australia 1900-91.”, *The Journal of International Trade and Economic Development* 5(1), 35-43.

Blundell-Wignal, A. e Thomas, M., 1987. “Deviations from purchasing power parity: The Australian case.” *Research Discussion Paper*, Reserve Bank of Australia.

Borensztein, E., Reinhart, C., 1994. “The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices.” *IMF Staff Papers* 41(2).

Broda, C. (2004). “Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries.” *Journal of International Economics* 63: 31-58.

Boyd, D., and R. Smith, (1999), "Testing for Purchasing Power Parity: Econometric Issues and an Application to Developing Countries." The Manchester School, Vol. 67, pp. 287-303

Cashin, P., Céspedes, L. e Sahay, S., (2003). "Commodity Currencies and the real exchange rate". Journal of Development Economics, 75 (2004) 239-268 (Washington: International Monetary Fund).

Cashin, P., McDermott, J. e Scott, A. (1999). "The myth of co-moving commodity prices". IMF Working Paper Series No. 99/169, (Washington: International Monetary Fund).

Cashin, P., H. Liang, and C.J. Macdermott, (2000), "How Persistent are Shocks to World Commodity Prices?," IMF Staff Papers, Vol. 47, pp. 177-217

Cashin, P., McDermott, J. C. e Scott, A., (2002). "Booms and slumps in world commodity prices". Journal of Development Economics, Vol. 69, pp. 277-96

Cashin, P., Mc Dermott, J. C., (2002). "Long Run Behaviour of Commodity Prices: Small Trends and Big Variability", IMF Staff Paper, Vol. 49, pp. 175-99.

Chen, Y., (2004) "Exchange Rate and Fundamentals: Evidence from Commodity Economies", University of Washington

Chen, Y. e Rogoff, K., 2002. "Commodity currency and empirical exchange rate Puzzles". IMF Working Paper No. 02/27, (Washington: International Monetary Fund).

Chen, Y. e Rogoff, K., 2003. "Commodity Currencies" Journal of International Economics 60:133-60.

Culver, S., Papell, D., 1999. "Long-run Purchasing Power Parity with short-run data: evidence with a null hypothesis of stationarity. Journal of International Money and Finance, Vol. 18, pp. 751-768.

Davidson, J., “Structural relations, cointegration and identification: some simple results and their application”, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, pp. 87-113

Deaton, A. e Miller, R., 1996. “International Commodity Prices, Macroeconomic Performance and Politics in Sub-Saharan Africa.”

De Gregorio, J. e Wolf, H., 1994. “Terms of trade, productivity and the real exchange rate”. NBER Working Paper No. 4807, (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

Dickey, D. A., Fuller, W. A., “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 4, pp. 427-431.

Dornbusch, R., 1987. “Exchange Rate Economics.” *Economic Journal* 97:1-18.

Dornbusch, R., 1976. “ Expectations and Exchange Rate Dynamics” *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, pp. 1161-76.

Enders, W. 2004 “Applied Econometric Time Series”, 2a. edição, Wiley Press.

Engle, Robert F. e Granger, Clive W.J., 1987. “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing.”, *Econometrica*, Vol. 51: 277-304.

Engel, C., 2000. “Long run PPP may not hold after all.” *Journal of International Economics* 51, 243-273.

Fisher, L. (1996). “Sources of Exchange Rates and Price Level Fluctuations in Two Commodity Exporting Countries: Australia and New Zealand.” *Economic Record* 72: 345-58.

Fernandez, Cassiana Yumi Hayashi, 2003. “Câmbio Real e Preços de Commodities: Relação Identificada Através da Mudança de Regime Cambial.” PUC-Rio, Departamento de Economia

Froot, K. e Rogoff, K., 1995. “Perspectives on PPP and long-run real exchange rates”. Em Grossman, G. e Rogoff, K. eds., *Handbook of International Economics*, pp. 1647-88. Ed. Elsevier Science B. V.

Gruen, D. e Wilkinson, J., 1994. “Australia’s real Exchange rate – Is it Explained by the terms of trade or by real interest differentials?” *The Economic Record*, Vol. 70, No. 209, pp. 204-219.

Granger, C.W.J., 1986. “Developments in the study of cointegrated economic variables.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 213-228.

Hamilton, J., 1995. “Time Series Analysis”, Princeton University Press.

Hatzinikolaou, D., and M. Polasek (2005). “The Commodity-Currency View of the Australian Dollar.” *Journal of Applied Economics* 8: 81-99.

Hendry, D.F., 1986. “Econometric modelling with cointegrated variables: an overview.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp. 201-212.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., e Shin, Y., 1992. “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root”, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-178.

Loretan, M., Phillips, P., 1991. “Estimating Long-Run Economic Equilibria”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 3, pp. 407-436.

Messe, R. A. e Rogoff, K., 1983. “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they Fit Out of Sample?” *Journal of International Economics*, Vol. 14, pp. 3-24.

Messe, R. A. e Rogoff, K., 1988 “Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period.”, *The Journal of Finance*, Vol. XLIII, No. 4

Mussa, M., 1986, “Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications.”, *Carnegie-Rochester series on Public Policy*, Vol. 25, pp. 117-213.

Neary, P., 1988 “Determinants of the equilibrium real exchange rate.” *The American Economic Review*, Março de 1988, pp. 210-215.

Obstfeld, M. e Rogoff, K., 1996. “Foundations of International Macroeconomics”, *The MIT Press*

Phillips, P.C.B. e Perron, P., 1988 “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.

Samuelson, P. A., “Theoretical Notes on trade problems.”, *Review of economics and statistics*, Vol. 46, pp. 145-54.

Sjaastad, L. A. (1998b). “Why PPP Real Exchange Rates Mislead.” *Journal of Applied Economics* 1: 179-207.

Stock, J.H. and M. Watson, 1993, “A simple estimator of cointegrating vectors in higher Order integrated systems, *Econometrica*, 61 783-820.

6 APÊNDICE

6.1. APÊNDICE A - PARTICIPAÇÃO RELATIVA DE COMMODITIES NO ÍNDICE DE PREÇO ESPECÍFICO DE BRASIL E NOVA ZELÂNDIA

Tabela 20 – Participação relativa de commodities no cálculo dos índices de preço específico de commodities de Brasil e Nova Zelândia.

Brasil		Nova Zelândia	
Produto	peso relativo	Produto	Peso relativo
Carne	7,22%	Alumínio	11,39%
Café	10,49%	Carne	12,89%
Açúcar	13,86%	Manteiga	8,92%
Alumínio	6,43%	Peixe	9,19%
minério de ferro	25,09%	Carne de Carneiro	17,15%
Soja	12,12%	pasta	4,25%
carne de soja	3,83%	madeira serrada	6,31%
óleo de soja	3,19%	madeira/lenha	4,80%
madeira serrada	3,69%	lã	10,56%
madeira compensada	2,76%	trigo	14,54%
Tabaco	2,66%		
Frango	8,68%		

6.2. APÊNDICE B – TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA NAS VARIÁVEIS DO MODELO

AUSTRÁLIA

Tabela 21 - Testes de raiz unitária e estacionariedade - Augmented Dickey e Fuller (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (período amostral: 1982Q3 – 2006Q4)

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
ICPOMD	-1,509	-1,602	0,782 ***

IPCOMSDR	-2,124	-2,082	0,923	***
D. PROD	-1,583	-1,596	0,319	
REER	-2,107	-2,262	0,279	
RERD	-1,951	-2,172	0,223	
CC AU	-1,318	-1,524	0,449	**
CC EUA	-1,289	-1,314	0,782	***
CG AU	-2,447	-3,041	**	0,513
CG EUA	-2,081	-1,406	0,89	***
DIF JUR	-2,908	**	-2,246	0,749

** e * indicam significância a 5% e 10%, respectivamente. Para ambos os testes, os valores críticos são -3,498 a 1%, -2,891 a 5% e -2,583 a 10%.

CANADÁ

Tabela 22 - Testes de raiz unitária e estacionariedade - Augmented Dickey e Fuller (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (período amostral: 1982Q3 – 2006Q4)

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
IPCOM	-2,606	-2,37	* 1,012
IPCOMSDR	-1,951	-2,376	1,039
D. PROD	-0,56	-0,56	0,607
REER	-1,45	-1,56	0,508
RERD	-1,927	-1,524	0,439
CC CA	-1,87	-1,69	0,766
CC EUA	-0,63	-0,63	0,75
CG CA	-2,58	-2,91	**
CG EUA	-0,97	-1,19	0,773
DIF JUR	-1,69	-1,69	0,801

** e * indicam significância a 5% e 10% respectivamente. Para ambos testes, os valores críticos são -3,498 a 1%, -2,891 a 5% e -2,583 a 10%.

NOVA ZELÂNDIA

Tabela 23 - Testes de raiz unitária e estacionariedade de Augmented Dickey e Fuller (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (período amostral: 1986Q1 – 2006Q4)

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
----------	-----------	----------	------------

ICPOMD	-1,418	-1,383	0,749	***
IPCOMSDR	-1,455	-1,609	0,828	***
D. PROD	-2,477	-1,681	0,295	
REER	-1,896	-2,189	0,092	
RERD	-2,808	* -2,191	0,164	
CC NZ	-2,640	* -5,699	*** 0,383	*
CC EUA	-0,415	-0,359	0,751	***
CG NZ	-2,391	-3,912	*** 0,382	
CG EUA	-1,555	-1,565	0,636	**
DIF JUR	-2,651	* -2,828	* 0,527	**

*, ** e *** indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

BRASIL

Tabela 24 - Testes de raiz unitária e estacionariedade de Augmented Dickey e Fuller (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (período amostral: 1999M1 – 2007M04)

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
ICPOMD	-0,122	-0,587	0,557 **
IPCOMSDR	-1,009	-1,161	0,329
REER	-1,539	-1,564	0,431 *
RER_dolar	-0,818	-1,269	0,342
CC BR	-1,921	-2,689	* 1,027 ***
CC EUA	-1,802	-1,745	1,211 ***
CG BR	-5,195 ***	-5,046 ***	0,275
CG EUA	-1,292	-1,295	1,166 ***
DIF JUR	-6,058 ***	-4,329 ***	0,116

*, ** e *** indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1% respectivamente.

6.3.APÊNDICE C – TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Austrália

Testes de cointegração de Johansen (1991) (período amostral: t3:1982 – t4:2006)

Vetor	Hipóteses	Estatísticas de Teste
-------	-----------	-----------------------

	Hipóteses		Estatísticas de Teste	
	0	1	λ_{max}	Traço
(REER,IPCOM,D.PROD)	= 0	> 0	20,23 **	31,19 *
	≤ 1	> 1	7,65	10,95
	≤ 2	= 3	3,3	3,3

** indica significância a 5%. r representa o número de relações de cointegração entre as variáveis.

Testes de raiz unitária sobre os resíduos da regressão da primeira etapa do teste de cointegração de Engle-Granger (período amostral: t3:1982 – t4:2006).

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
resíduo	-3,492 **	-3,661 **	0,115

** indica significância a 5%.

Canadá

Testes de cointegração de Johansen (1991). (período amostral: t1:1982 – t4: 2006).

Vetor	Hipóteses		Estatísticas de Teste	
	0	1	λ_{max}	Traço
(REER,IPCOM,D.PROD)	= 0	> 0	16,52	29,79 *
	≤ 1	> 1	12,27	15,49
	≤ 2	= 3	2,97	2,95

** Indica Significância ao nível de 5%. r representa o número de relações de cointegração entre as variáveis.

Testes de raiz unitária sobre os resíduos da regressão da primeira etapa do teste de cointegração de Engle-Granger (período amostral: t1:1982 – t4:2006).

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
resíduo	-2,16	-2,16	0,101

Nova Zelândia

Testes de cointegração de Johansen (1991) (período amostral: t1:1986 – t4:2006)

Hipóteses		Estatísticas de Teste			
H0	H1	λ_{\max}		Traço	
$r = 0$	$r > 0$	23,046	**	35,729	***
$r \leq 1$	$r > 1$	9,653		12,683	
$r \leq 2$	$r = 3$	3,03		3,03	

** e *** indicam significância aos níveis de 5 e 1%, respectivamente. r representa o número de relações de cointegração entre as variáveis.

Tabela 25 - Testes de raiz unitária sobre os resíduos da regressão da primeira etapa do teste de cointegração de Engle-Granger. (período amostral: t1:1986 – t4:2006).

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS
resíduo	-3,815	-2,041	0,103

** e * indicam significância aos níveis de 5 e 10%, respectivamente.

Brasil

Tabela 26 – Testes de cointegração de Johansen. (Período amostral: m1:1999-m4:2007).

Hipóteses		Estatísticas de Teste	
H0	H1	λ_{\max}	Traço

$r = 0$	$r > 0$	14,064	*	15,495	*
$r \leq 1$	$r = 2$	0,003		3,841	

* indica significância a 10%.

Testes de raiz unitária sobre os resíduos da regressão da primeira etapa do teste de cointegração de Engle-Granger.

Variável	Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS
resíduo	-3,708	***	-2,986	**	0,099

*** e ** indicam significância aos níveis de 1 e 10%, respectivamente.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)