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-Samuelson[10] 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).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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-Samuelson[12] – 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-Samuelson[13] – 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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-transacionáveis[14]. 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 Obsfeld e Rogoff (1996).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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:

$$y_N = a_N L_N \tag{1}$$

$$y_N = a_N L_N \tag{2}$$

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:

$$P_N = w/a_N \tag{3}$$

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

$$P_N = w/a_N$$

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:

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

(4)

B. Consumidores Domésticos

A economia é habitada por um contínuo de indivíduos idênticos que fornecem mão-de-obra inelasticamente ($L = L_T + L_N$) 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:

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

(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:

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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

(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)

$$y_I^* = a_I^* L_I^* \qquad (9)$$

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)

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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:

$$y_T^* = v(y_i^*)^{\beta}(y_x^*)^{1-\beta}$$

(11)

onde "Yi*" é o bem intermediário estrangeiro e "Yx*" 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:

$$P_T^* = (P_i^*)^{\beta}(P_x^*)^{1-\beta}$$

(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:

$$\frac{EP}{P^*} = \left(\frac{a_{iT}}{a_{iN}}\frac{a_{xN}}{a_{xT}}\frac{P_{xN}^*}{P_{xT}^*}\right)$$

(14)

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

onde o termo $\frac{P_X^*}{P_I^*}$ corresponde aos termos de troca, medido em moeda estrangeira, o termo $\frac{a_N}{a_I^*}$ reflete o diferencial de produtividade entre os setores exportador e importador (setor externo), $\frac{a_N^*}{a_N}$ 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:

$$Log\left(\frac{EP}{P^*}\right) = \beta_0 + \beta_1 Log\left(\left(\frac{a_N}{a_I^*}\right) * \left(\frac{a_N^*}{a_N}\right)\right) + \beta_2 Log\left(\frac{P_X^*}{P_I^*}\right)$$

(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 ($Log(P_x^*/P_I^*)$). 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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 exportação[15]. 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] Fernadez (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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 commodities[17]. 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).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 real[18]. 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).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

são suficientes para que se rejeite a PPP como uma teoria para a determinação da taxa de câmbio de longo prazo[19].

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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

destas variáveis para 22 dos países pesquisados. Além disso, quando controlado para o índice de preços de commodities de cada país, a meia-vida[20] 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 cambio 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 estacionárias[21].

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 (SDR[22] 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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

Começaremos o estudo realizando testes de raiz unitária[23] 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 raíz unitária na série de dados, e utilizaremos ainda o teste de Kwiatkowki, Phillips, Shmidt 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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

[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 OLS[25] (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 EUA[27], 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

[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+ Brasil[28]. 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 fixos[29], 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

[29] Índice Laspeyres: $(\sum_{i=1}^{n} w_0 p_0)/(\sum_{i=1}^{n} w_0 p_0)$, onde i=1,...,n , n bens, w=peso atribuído a cada bem em t=0, e p=preço do bem.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

Novembro de 2003 foi feita uma mudança neste índice[30]. 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, excluímos 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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:

$$REER_i = \left\{ \frac{P_i R_i}{\exp \sum_{j=1}^{n} \left[w_{ij} \ln \left(P_j R_j \right) \right]} \right\}$$

onde j é um índice que vai de 1 até n sobre os países parceiros do país i; W_{ij} 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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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*

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

índex) 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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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	Vl. Estimado (EP)		Vl. Estimado (EP)	
	IPCOM em US$		IPCOM em SDR	
ipcom	0.39	**	0.26	***
	(0,04)		(0,04)	
d.prod	2.70	**	1.40	**
	(0.68)		(0,65)	
const	0,05		2,17	***
	(0,85)		(0,70)	

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

***, ** 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 explicativas[31]. Os resultados estão resumidos na tabela abaixo.

Tabela 4 - Mecanismo de Correção de Erros – Formulação Genérica

$$\Delta REER_t = \alpha(REER_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 IPCOM_{t-1} - \beta_2 DPROD_{t-1}) + \gamma_1 DIFJUR_{t-1} + \gamma_2 CGAU_{t-1} + \gamma_3 CGEUA_{t-1} + \gamma_4 CGAU_{t-1} + \gamma_5 CGEUA_{t-1} + \gamma_6 Const$$

(período amostral: t3:1982 –t4: 2006)

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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

CCCA	0	-0,005		
	(0,005)	(0,004)		
CCEUA	0,003	-0,001		
	(0,003)	(0,002)		
Const	-0,019	0,000	0,07	0,005
	(0,131)	(0,010)	(0,122)	(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.

Incluímos 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 significante 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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 **	0,33 **		
	(0,045)	(0,054)		
IPCOMSDR			0,22 **	0,27 **
			(0,025)	(0,027)
D.PROD	1,52 **		1,44 **	
	(0,315)		(0,243)	
Const	-3,13 *	3,25 **	-2,52 *	3,57 **
	(1,283)	(0,236)	(1,032)	(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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 commodities[32], 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 índex 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 **	0,28 **		
	(0,069)	(0,069)		

[32] Non-fuel commodity price índex, calculado pelo IFS.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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

$$\Delta REER_t = \alpha(REER_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 IPCOM_{t-1} - \beta_2 DPROD_{t-1}) + \gamma_1 DIFJUR_{t-1} + \gamma_2 CGCA + \gamma_3 CCEUA + \gamma_4 CGCA + \gamma_5 CGEUA + \gamma_6 Const$$

(Período Amostral: t1:1982-t4:2006)

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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

***, ** 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 subseqüente. 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 excluímos 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		-0,60	
	(0,53)		(0,669)	
Const	-3,47	2,88 **	17,27	3,57 **
	(12,04)	(0,280)	(15,22)	(0,197)
R2 ajustado	0,53	0,48	0,45	0,43

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 significante, assim como anteriormente encontrado para a Austrália.

Nova Zelândia

Assim como para os dois países anteriores, apresentamos os resultados dos testes de raíz 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	Vl. Estimado (EP)	Vl. Estimado (EP)	Vl. Estimado (EP)	Vl. 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)

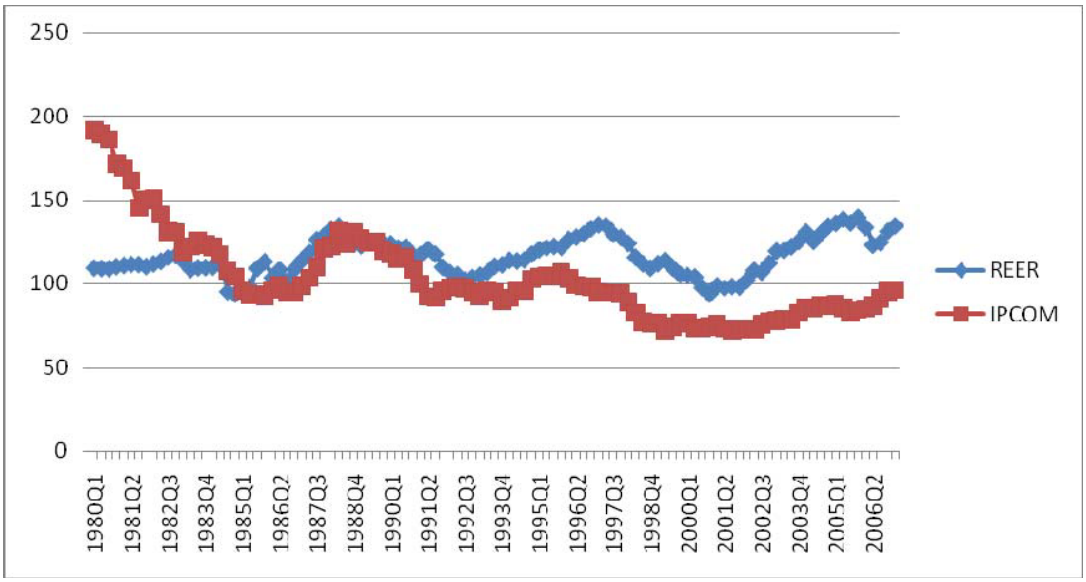
*****, ** e * representam significância aos níveis de 1, 5 e 10% respectivamente.**

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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

Tabela 12 - Mecanismo de Correção de Erros – Formulação Genérica

$$\Delta REER_t = \alpha(REER_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 IPCOM_{t-1} - \beta_2 DPROD_{t-1} - \beta_3 TEND) + \gamma_1 DIFJUR_{t-1} + \gamma_2 CGNZ + \gamma_3 CGEUA + \gamma_4 CCNZ + \gamma_5 CCEUA + \gamma_6 Const$$

(período amostral: t1:1986-t4:2006)

Variável	Reg. 1	Reg.2	Reg. 3	Reg. 4
VEC (-1)	-0,20 **	-0,194 **	-0,19 **	-0,194 **
	(0,076)	(0,075)	(0,073)	(0,072)
DIFJUR (-1)	0,011	0,12	0,04	0,116
	(0,195)	(0,153)	(0,190)	(0,151)
CGNZ (-1)	-0,016 **		-0,014 *	
	(0,005)		(0,005)	
CGEUA (-1)	0,007		0,006	
	(0,006)		(0,006)	
CCNZ (-1)	-0,001	-0,000		
	(0,002)	(0,002)		
CCEUA (-1)	0,000	0,001		
	(0,002)	(0,002)		
Const	0,16	-0,009	0,162	-0,003
	(0,099)	(0,008)	(0,089)	(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 significante. 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 significante a 5%. Além disso, o coeficiente do vetor de correção de erros possui o sinal esperado, embora não possamos fazer inferência

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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	**	0,70	**				
	(0,088)		(0,098)					
IPCOMSDR					0,26	*	0,62	**
					(0,114)		(0,102)	
D.PROD	0,81	**			1,48	**		
	(0,282)				(0,349)			
Const	-6,10	*	1,22	*	-11,18	**	1,79	**
	(2,504)		(0,498)		(3,098)		(0,486)	
Tend	0,004	**	0,004	**	0,002	**	0,004	**
	(0,000)		(0,000)		(0,000)		(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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 índex 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 **	0,75 **	
	(0,116)	(0,121)	
IPCOMSDR			0,47 ** **
			(0,142)
D.PROD	0,40		1,01 *
	(0,382)		(0,401)
Const	-2,66	0,98	-7,57 *
	(0,398)	(0,614)	(3,468)
Tend	0,004 **	0,004 **	0,003 ** **
	(0,001)	(0,001)	(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*.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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	Vl. Estimado (EP)	Vl. Estimado (EP)
	IPCOM em US$	IPCOM em 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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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

$$\Delta REER_t = \alpha(REER_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 IPCOM_{t-1} - \beta_2 DPROD_{t-1}) + \gamma_1 DIFJUR_{t-1} + \gamma_2 CGBR + \gamma_3 CCEUA + \gamma_4 CGBR + \gamma_5 CGEUA + \gamma_6 EMBI + \gamma_7 Const$$

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	-0,04	-0,01	-0,03
	(0,06)	(0,058)	(0,058)	(0,053)
CGBR(-1)	0,00		0,00	
	(0,001)		(0,001)	
CGEUA(-1)	0,01		-0,00	
	(0,016)		(0,008)	
CCBR(-1)	-0,00	0,00		
	(0,003)	(0,003)		
CCEUA(-1)	0,01	0,00		
	(0,010)	(0,008)		
EMBI(-1)	-0,0004 *	-0,0004 *	-0,0003 **	-0,0003 **
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
Const	-0,16	0,05	0,01	0,03 *
	(0,222)	(0,049)	(0,130)	(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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 significante 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 **	1,09 **		
	(0,225)	(0,206)		
IPCOMSDR			1,07 **	1,53 **
			(0,132)	(0,205)
EMBI	-0,0015 **		-0,0015 **	
	(0,0004)		(0,0002)	
DIF_JUR	0,113		0,17 **	
	(0,099)		(0,072)	
Const	1,755	-0,42	0,08	-1,97
	(1,043)	(0,940)	(0,565)	(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

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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 índex 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

		**		**			
	(0,149)		(0,093)				
IPCOMSDR				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.**

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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	
IPCOMD	0,24	***	0,86	**	1,27	***	1,14	***
IPCOMSDR	0,19	**	0,73	**	0		1,59	***

***** 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 Canadá[34]. 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 significante. 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 – Estimações 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).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA

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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0610506/CA