

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E CIÊNCIA
DA INFORMAÇÃO E DOCUMENTAÇÃO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

SOBRE A TAXA DE CÂMBIO: ENSAIOS PARA PAÍSES DE RENDA BAIXA,
EMERGENTES E PARA O BRASIL

SIMONE MACIEL CUIABANO

TESE DE DOUTORADO SUBMETIDA AO DEPARTAMENTO DE ECONOMIA DA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E CIÊNCIA
DA INFORMAÇÃO E DOCUMENTAÇÃO DA UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA,
COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO
GRAU DE DOUTOR EM ECONOMIA

SOBRE A TAXA DE CÂMBIO: ENSAIOS PARA PAÍSES DE RENDA BAIXA,
EMERGENTES E PARA O BRASIL

Simone Maciel Cuiabano

Universidade de Brasília, Departamento de Economia

Orientador: Prof. Dr. Roberto de Goés Ellery Júnior

Brasília, DF

2011

FOLHA DE APROVAÇÃO

**SOBRE A TAXA DE CÂMBIO: ENSAIOS PARA PAÍSES DE RENDA BAIXA,
EMERGENTES E PARA O BRASIL**

Simone Maciel Cuiabano

Tese submetida ao corpo docente do Departamento de Economia da Universidade de Brasília - UnB, como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Doutor.

Aprovada por:

Prof. Roberto de Goés Ellery Júnior - Orientador

Doutor

Prof. Paulo Roberto Amorim Loureiro

Doutor

Prof. Adolfo Sachsida

Doutor

Prof. Tito Belchior Silva Moreira

Doutor

Prof.(a) Geovana Lorena Bertussi

Doutora

Brasília, DF

2011

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade de Brasília. Acervo 990415.

Quiabano, Simone Maciel.
O966s Sobre a taxa de câmbio : ensaios para países de renda baixa, emergentes e para o Brasil / Simone Maciel
Quiabano. -- 2011.
x, 100 f. : il. : 30 cm.

Tese (doutorado) - Universidade de Brasília, Departamento de Economia, 2011.
Inclui bibliografia.
Orientação: Roberto de Goes Ellery Junior.

1. Macroeconomia. 2. Câmbio. I. Ellery Junior, Roberto de Goes. II. Título.

CDU 336.745

À família Cuiabano: Anilda, Ronaldo e Renata

AGRADECIMENTOS

Esse trabalho marca o fim de uma jornada que se iniciou em 1998 quando ainda escolhia a universidade a cursar a graduação. Hoje sei que escolher a Universidade de Brasília me permitiu experiências inestimáveis, do ponto de vista profissional, acadêmico e pessoal. A filosofia multidisciplinar da Universidade permitiu que uma aluna do curso de Relações Internacionais frequentasse disciplinas do curso de Economia. Meu principal agradecimento vai a todos os professores da Universidade de Brasília que mantêm a árdua tarefa de instigar os alunos e torná-los interessados na pesquisa, tanto na vida acadêmica, como na vida profissional. Em especial, agradeço ao Prof. Dr. Roberto Ellery Jr., por ter acreditado no meu interesse na pesquisa econômica ainda como aluna especial e ter me incentivado a investir no Mestrado em Economia na Universidade Católica de Brasília e, por conseguinte, no Doutorado na UnB.

Agradeço à banca, composta por professores da UnB e antigos professores meus da UCB. Aos últimos, um agradecimento especial, pois o Mestrado na UCB foi muito importante na minha formação e na escolha em dar continuidade ao doutorado. É um orgulho tê-los presentes em mais uma etapa da minha vida.

No meio à árdua vida acadêmica, encontramos colegas especiais que tornam nossos desafios mais leves. Em especial, agradeço às minhas queridas amigas Geovana Lorena e Nathalia Souza que, além da inestimável participação durante as aulas e provas, foram essenciais na amizade e no apoio emocional.

Se a vida acadêmica é difícil, trabalhar estudando é um desafio ainda maior. Agradeço a todos da Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE), em especial à Andrea Macera e à Regina Chacur, pela compreensão e apoio durante a jornada do doutorado. Sem esse apoio acredito não ter ido tão longe. Agradeço, também, aos colegas da Secretaria de Política Econômica (SPE) por me permitirem dar continuidade ao trabalho nos momentos finais.

Parte desse trabalho é resultado de um estágio para alunos de doutorado no Fundo Monetário Internacional. Não poderia deixar de agradecer aos meus supervisores, Maxwell Opoku-Afari e Martine Guerguil pela oportunidade única e pelos ensinamentos acadêmicos e profissionais.

Por fim, gostaria de agradecer à minha família, pela paciência em todos esses anos e a todos os amigos que fiz em Brasília e no exterior ao longo dessa jornada, cada um, de alguma forma, contribuiu para a realização desse trabalho.

RESUMO

O objetivo dessa tese é analisar os fundamentos macroeconômicos que equilibram a taxa de câmbio real e nominal em países emergentes (América Latina e Ásia) e em países de baixa renda (Leste da África). A noção de equilíbrio a ser analisada é aquela que vem dos avanços econométricos aplicados à macroeconomia: a relação de variáveis não estacionárias, no longo prazo, podem ser estacionárias quando avaliadas conjuntamente, gerando uma relação de cointegração. Encontrada a equação cointegrante, é possível captar as elasticidades de longo prazo entre a taxa de câmbio e os fundamentos macroeconômicos e comparar a taxa de câmbio atual com o que vem a ser o câmbio de equilíbrio. O primeiro artigo trata de analisar a taxa de câmbio real de equilíbrio para os países da Comunidade do Leste da África (Burundi, Quênia, Ruanda, Tanzânia e Uganda). O segundo artigo aborda a adequação do modelo monetário câmbio nominal no Brasil e testa a previsibilidade desse modelo em comparação com um passeio aleatório para explicar o comportamento da taxa de câmbio. O terceiro artigo faz uma análise do modelo monetário da taxa de câmbio nominal em alguns países da América Latina e da Ásia, usando a idéia de equilíbrio para avaliar o desequilíbrio cambial entre esses países. Além de retomar o debate sobre a importância dos fundamentos macroeconômicos no comportamento da taxa de câmbio, esse trabalho pretende contribuir para o fim de um período negro na macroeconomia internacional analisando, para o Brasil, o poder de previsão do modelo monetário de taxa de câmbio comparado a um passeio aleatório.

ABSTRACT

The goal of this thesis is to analyze the macroeconomic fundamentals that balance the real and nominal exchange rate in emerging countries (Latin America and Asia) and in low-income countries (East Africa). The notion of equilibrium being examined is the one from the econometrics advances applied to macroeconomics: the relationship of non-stationary variables, in the long term, can be stationary when evaluated together, generating a cointegrating equation. Once we have the cointegration equation, it is possible to capture the long-term elasticities among the exchange rate and the macroeconomic fundamentals in order to compare the current exchange rate with the estimated equilibrium exchange rate. The first paper examines the real exchange rate equilibrium for the countries of the East African Community (Burundi, Kenya, Rwanda, Tanzania and Uganda). The second article discusses the appropriateness of the monetary nominal exchange model in Brazil and tests the predictability of this model compared to a random walk. The third article provides an analysis of the monetary model in some countries of Latin America and Asia, using the idea of equilibrium to evaluate the "imbalance" between the exchange rates of the two regions. This thesis aims to bring up the importance of the macroeconomic fundamentals in the behavior of the exchange rate and also aims to contribute to the end of a dark period in international macroeconomics showing the power of forecast of the monetary model compared to a random walk in Brazil.

Sumário

1. Introdução.....	1
2. Estimando a Taxa de Câmbio de Equilíbrio para os Países da Comunidade do Leste da África (EAC)	4
2.1 Introdução.....	4
2.2 Revisão da Literatura	6
2.3 Modelo Teórico	10
2.4 Dados	12
2.5 Modelagem Empírica.....	20
2.6 Resultados	20
2.6.1. Análise de Longo e Curto Prazo	24
2.6.2. A Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio.....	26
2.6.3. Análise de Cointegração em Painel.....	29
2.7. Conclusão do Capítulo	32
2.8. Referências do Capítulo	34
Apêndice I. Resultado dos Testes de Diagnósticos	38
Apêndice II. Tabela 2.10. Desalinhamentos nos Países da EAC	39
3. Taxa de Câmbio Nominal no Brasil: uma Aplicação do Modelo Monetário.....	40
3.1 Introdução.....	40
3.2 Teorias de Determinação da Taxa de Câmbio	42
3.3 O Modelo.....	45
3.4 Análise Econométrica.....	51
3.4.1. Dados.....	51
3.4.2. Testes de Raiz Unitária.....	52
3.4.3. Cointegração	54
3.4.4. Método dos Momentos Generalizado (GMM)	56
3.4.5. Previsão	58
3.4.6. A Taxa de Câmbio Nominal de Equilíbrio	59
3.5 Considerações Finais.....	59
3.6 Referências do Capítulo	61
Apêndice I	64
Apêndice II.....	65
Apêndice III.....	66
4. Taxa de Câmbio de Equilíbrio de Longo Prazo na América Latina e na Ásia: uma Comparação usando Vetor Cointegrado	70
4.1 Introdução.....	70
4.2 Revisão da Literatura	71
4.3 Modelo Teórico.....	74
4.4 Análise Empírica.....	76
4.4.1. Dados.....	76
4.4.2. Estimação.....	77
4.4.2.1. Testes de Raiz Unitária em Painel.....	77
4.4.2.2. Testes de Cointegração em Painel.....	79
4.4.2.3. Estimação de longo prazo	82
4.5 Considerações Finais.....	85
4.6 Referências do Capítulo	87
5. Considerações Finais.....	90

1. INTRODUÇÃO

O debate sobre a taxa de câmbio provoca discussões acaloradas nos mais diversos foros políticos. A discussão sobre as desvalorizações competitivas da moeda chinesa, por exemplo, fez o próprio Banco Central Chinês anunciar uma maior flexibilização no regime cambial de modo a mostrar ao mundo seus esforços para permitir uma valorização do Yuan (em 20 de junho de 2010)¹. No Brasil, o déficit quase crônico na conta corrente faz com que muitos economistas sugiram a desvalorização da moeda como forma de solução instantânea para o problema.

Dessa discussão emerge um problema crucial: como definir a taxa de câmbio e como determinar seu nível de equilíbrio de modo a gerar uma comparação sobre sua sobre ou sob valorização? Essa questão vem de longa data e está inserida, inclusive, na constituição do Fundo Monetário Internacional, cujo Artigo IV, especificamente, ressalta que é obrigação de cada país membro evitar a manipulação da taxa de câmbio de modo a prevenir ajustes efetivos no balanço de pagamento ou ganhar vantagem competitiva injusta sobre os demais membros².

Uma segunda questão importante sobre a taxa de câmbio emerge quando, em se tratando de países com renda muito baixa, ela exerce um papel crucial sobre o nível de competitividade e a possibilidade de se obter termos de troca mais favoráveis. Um exemplo são os países da África Subsaariana que continuam dependentes da exportação de *commodities* menos processadas como fonte de obtenção de moeda estrangeira e subsequente crescimento do PIB.

O objetivo dessa tese é, portanto, analisar os fundamentos macroeconômicos que equilibram a taxa de câmbio real e nominal usando dados de alguns países emergentes (América Latina e Ásia) e de países de baixa renda (Leste da África). A noção de equilíbrio a

¹ "China says it will increase Yuan's flexibility", The Wall Street Journal <http://online.wsj.com/article/SB10001424052748704365204575316382930451658.html> . Consultado em 26/09/2010.

² <http://www.imf.org/external/pubs/ft/aa/aa04.htm>. Consultado em 26/09/2010.

ser analisada é aquela que vem dos avanços econométricos aplicados à macroeconomia: a relação de variáveis não estacionárias, no longo prazo, podem ser estacionárias quando avaliadas conjuntamente, gerando uma relação de cointegração. Encontrada a equação cointegrante, é possível captar as elasticidades de longo prazo entre a taxa de câmbio e os fundamentos macroeconômicos e comparar a taxa de câmbio atual com o que vem a ser o câmbio de equilíbrio.

Além da metodologia de Johansen (1988) que já é considerada clássica na aplicação da análise de longo prazo, essa tese também irá utilizar a metodologia de painel cointegrante (Baltagi, 2010) para avaliar a relação de longo prazo no caso de países com baixa renda nos quais a disponibilidade e a frequência de dados não ocorre com facilidade. Essa metodologia também será usada para avaliar a questão do câmbio nominal em países emergentes.

Apesar da falha dos modelos monetários em explicar os movimentos na taxa de câmbio, especialmente após o estudo seminal de Meese e Rogoff (1983), essa tese parte da literatura e de trabalhos empíricos recentes que tentam avaliar os modelos de taxa de câmbio e tem resgatado a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e os fundamentos macroeconômicos (MacDonald e Taylor, 1993; Rapach e Wohar, 2002; Mark, 1995; Mark and Sul, 2001; Cerra e Saxena, 2010). Assim, essa tese também pretende contribuir para o fim de um período negro na macroeconomia internacional analisando, para o Brasil, o poder de previsão do modelo monetário de taxa de câmbio comparado a um passeio aleatório.

Além dessa introdução, a tese está dividida em 3 capítulos: o primeiro artigo trata de analisar a taxa de câmbio real de equilíbrio para os países da Comunidade do Leste da África (Burundi, Quênia, Ruanda, Tanzânia e Uganda). O segundo artigo aborda a adequação do modelo monetário câmbio nominal no Brasil e testa a previsibilidade desse modelo em comparação com um passeio aleatório para explicar o comportamento da taxa de câmbio. O terceiro artigo faz uma análise do modelo monetário da taxa de câmbio nominal em alguns

países da América Latina e da Ásia, usando a idéia de equilíbrio para avaliar o desequilíbrio cambial entre esses países.

2. ESTIMANDO A TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO PARA OS PAÍSES DA COMUNIDADE DO LESTE DA ÁFRICA (EAC)

2.1 INTRODUÇÃO

Encontrar a chamada taxa de câmbio de equilíbrio é um grande desafio para a maioria dos países na África Subsaariana (SSA). Dado que a maioria dos países em SSA continua a depender das exportações de *commodities* como fonte importante de divisas, tornar as exportações mais competitivas e, ao mesmo tempo, mantendo a flexibilidade, torna-se um desafio político para esses países. Existe quase um consenso que o objetivo primordial de políticas cambiais nesta região deve ser tal que vise a prevenção de distorções persistentes. Paralelamente, uma vez que se discute o estabelecimento de uma União Monetária nesses países, torna-se relevante a discussão sobre o gerenciamento de uma taxa de câmbio de equilíbrio principalmente durante o período de transição. Desse modo, a discussão sobre o que constitui uma taxa de câmbio de equilíbrio é de vital importância para a região.

Burundi, Quênia, Ruanda, Tanzânia e Uganda formam a Comunidade do Leste da África (EAC)³ e, uma vez que as exportações de *commodities* continuam a ser os principais motores do crescimento da região, procuram um modelo de gerenciamento da taxa de câmbio. Um fator adicional que atrapalha esse gerenciamento é o fato de que estes países continuam a se beneficiar de grandes quantidades de doações oficiais para projetos técnicos e para equilíbrio do balanço de pagamentos. A literatura teórica e empírica tem demonstrado o efeito da "doença holandesa" de grandes influxos de capital no longo prazo (Young, 1992 e Corden e Neary, 1982). Acompanhada da adoção, no geral, de regimes de taxa de câmbio flexíveis na região, essas doações complicam a gestão cambial nestes países (ver Boxe 1). Fica claro que uma grande contribuição para a elaboração de políticas na região seria encontrar uma taxa de

³ O Tratado de estabelecimento da Comunidade do Leste da África (EAC) foi assinado em 30 de novembro de 1999 e entrou em vigor em 7 de julho de 2000. Em 2005 estabeleceu-se uma União Aduaneira em 2005 e está sendo discutido o estabelecimento de um Mercado Comum em 2010, seguido de uma União Monetária em 2012 e, por último, uma Federação Política dos Países do Leste da África.

câmbio de equilíbrio e isso significa identificar corretamente os fatores (fundamentos) que determinam a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo e quantificar seus efeitos.

Este artigo, portanto, busca estimar o modelo de câmbio de equilíbrio baseado em fundamentos (conhecido como FEER⁴) para todos os países da EAC, considerando as condições específicas da região e as variáveis macroeconômicas subjacentes para formular um modelo empírico que busque capturar a taxa de câmbio real de equilíbrio. Esse artigo também busca atingir um objetivo para a região, mostrando uma comparação *cross-country* de fundamentos diferentes e como eles controlam variações cambiais na EAC (principalmente os impactos das doações). Isso contribuirá para discutir o sistema de taxa de câmbio como base da futura integração monetária proposta para a comunidade.

Este artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2.1 apresenta uma breve revisão teórica e empírica da literatura de taxa de câmbio de equilíbrio, particularmente para os países de baixa renda; a seção 2.3 discute a abordagem empírica e o modelo a ser estimado; a seção 2.4 descreve as propriedades dos dados utilizados (fundamentos); a seção 2.5 apresenta a modelagem empírica a ser utilizada; a seção 2.6 apresenta os resultados para a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo e os resultados da análise em painel; a seção 2.7 resume e apresenta as conclusões.

⁴ Fundamental Equilibrium Exchange Rate.

Boxe 2.1. Regimes de Taxa de Câmbio nos países da Comunidade do Leste da África

1. Burundi mantém, *õde jure e de facto*, um regime cambial de flutuação administrada. No entanto, o país tem uma prática de manutenção de múltiplas moedas e também mantém certas restrições cambiais por razões de segurança.
2. Quênia mantém um sistema de câmbio livre de restrições sobre os meios de pagamentos e transferências relativos a transações correntes internacionais.
3. O sistema de taxa de câmbio de Ruanda é classificado como um regime de taxa de câmbio fixa convencional. O país mantém um sistema livre de restrições aos pagamentos e transferências relativos a transações correntes internacionais.
4. Tanzânia mantém um sistema de câmbio livre de restrições para efetuar pagamentos e transferências. Tanzânia mantém um regime de taxa de câmbio flutuante.
5. Uganda mantém um sistema de câmbio livre de restrições para efetuar pagamentos relativos a transações internacionais correntes e regime de câmbio flutuante.

Referências: IMF Country Report No. 08/282, Agosto 2008; IMF Country Report No. 10/26, Janeiro 2010; IMF Country Report No. 09/58, Fevereiro 2009; IMF Country Report No. 09/179, Junho 2009; IMF Country Report No. 09/79, Março 2009.

2.2 REVISÃO DA LITERATURA

Apesar do colapso do acordo Smithsonian em 1973⁵, um grande número de países manteve certa inflexibilidade em seus regimes cambiais. Como a maioria dos países não adotou um regime de taxa de câmbio determinado livremente pelo mercado, a questão sobre definir o valor apropriado da taxa nominal de câmbio manteve-se um grande desafio para a

⁵ Acordo celebrado no Smithsonian Institute, Washington D.C., em 18/12/1971, pelos países industrializados, como tentativa de ressuscitar as normas de Bretton Woods, i.e., reintrodução das taxas fixas, com novas paridades; margem de flutuação mais ampla; valorização de algumas moedas, e; desvalorização do dólar e de algumas moedas.

formulação de políticas macroeconômicas. O desafio foi (e continua sendo) como evitar os longos períodos de desalinhamento, especialmente nos países em desenvolvimento que dependem da exportação de matérias-primas (*commodities* etc.) como uma importante fonte de entradas de divisas (Hinkle e Montiel, 1999). A grave crise macroeconômica durante a década de 90 trouxe de volta a importância de se encontrar a taxa de câmbio de equilíbrio e, assim, ser capaz de medir o grau de desalinhamento.

Edwards (1989) foi um dos primeiros autores a tentar fornecer bases teóricas sobre a questão das distorções das taxas de câmbio em países em desenvolvimento. Na tentativa de determinar se (ou não) países deveriam desvalorizar a sua moeda, no caso de regimes de câmbio fixo, para aumentar a competitividade, Edwards (1989) definiu a taxa de câmbio real de equilíbrio como o "preço relativo entre comercializáveis e não-comercializáveis que, para um conjunto determinado de valores em estado estacionário (*steady-state*) e outras variáveis relevantes ó tais como impostos, preços internacionais e da tecnologia ó resultam na realização simultânea de equilíbrio interno e externo. Por esta definição, há equilíbrio interno quando a relação entre demanda e oferta das mercadorias no mercado doméstico (não-comercializáveis) equilibra-se no período corrente e espera-se estar em equilíbrio no futuro período. Da mesma forma, equilíbrio externo é alcançado quando os saldos em conta corrente no período atual e próximo são compatíveis com fluxos sustentáveis de longo prazo. Baseando seu modelo esta teoria, Edwards (1989) identificou as principais variáveis que influenciam as posições internas e externas de uma economia, a partir de então chamadas de fundamentos. Esses incluem: termos de comércio, consumo do governo de bens não-comercializáveis, fluxos de capitais, comércio internacional e controles na taxa de câmbio, posição de investimento e medida do progresso tecnológico. Usando os fundamentos, Edwards estimou diferentes equações para encontrar a taxa de câmbio real de equilíbrio para

10 países⁶ escolhidos pela disponibilidade de dados, usando técnicas de estimativa de dados em painel com efeitos fixos incluindo *dummies* específicas para cada país. Sua conclusão foram as seguintes: o excesso de oferta de crédito, representado pelo consumo de governo de não-comercializáveis, contribui para uma apreciação da taxa de câmbio real; da mesma forma, um aumento em termos de comércio e no progresso tecnológico faz com que a taxa de câmbio real se aprecie; do outro lado, encontrou que os influxos de capital tendem a desvalorizar a taxa de câmbio.

Em um estudo posterior, Ghura e Greenes (1993) fizeram uma primeira tentativa de estimar o desalinhamento de taxa de câmbio real para países subsaarianos aplicando o modelo de Edwards (1989) e usando dados anuais a partir de 1972-1987. Eles estimaram a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo com os termos de comércio, grau de abertura (definida como a razão entre a soma das importações e exportações sobre o PIB), fluxos de capital, excesso do crédito interno, crescimento da taxa de câmbio nominal e progresso tecnológico (usando uma tendência de tempo para capturar as mudanças tecnológicas). Seus resultados foram consistentes com o de Edwards (1989).

Elbadawi (1994), no entanto, ampliou a visão de que, para alcançar a definição de Edward para a taxa de câmbio real de equilíbrio, a metodologia econométrica deveria ser modificada para considerar o efeito da evolução antecipada dos fundamentos e do comportamento dinâmico da taxa de câmbio efetiva real em torno de seu equilíbrio. O autor obteve uma equação dinâmica na forma reduzida para a taxa de câmbio real e resolveu-a recursivamente para atingir uma expressão prospectiva (*forward-looking*) para a taxa de câmbio real dado os valores sustentáveis dos fundamentos. Se estes fundamentos têm raízes unitárias (isto é, se são integrados de ordem (1), então uma relação cointegrante entre a taxa de câmbio e este conjunto de fundamentos, tornando assim um caso para análise por meio da

⁶ Brasil, Colômbia, El Salvador, Grécia, Índia, Israel, Malásia, Filipinas, África do Sul, Sri Lanka, Tailândia e Iugoslávia. Dados anuais foram usados no período de 1963-1983, dependendo do país.

metodologia de cointegração. Aplicando essa metodologia para o Chile, Gana e Índia no período entre 1967 e 1990 (dados anuais), ele calcula o equilíbrio de longo prazo e os modelos de correção de erro de curto prazo, usando termos de comércio, grau de abertura, despesas do governo e privadas e os fluxos de capitais. Sua estimativa corroborou a relação esperada entre os fundamentos e a taxa de câmbio proposto por Edwards (1989).

Os trabalhos iniciais de Edwards (1989) e Elbadawi (1994) foram estendidos para economias de mercado emergentes. Em particular, Montiel (1997) calcula a taxa de câmbio real de equilíbrio (ERER) usando dados da Indonésia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia entre 1960 a 1994. O autor encontrou relações semelhantes entre a taxa de câmbio real e os fundamentos.

Obras recentes buscaram superar desafios com dados e metodologias econométricas por estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo para os países africanos. Por exemplo, Iimi (2006) calcula a taxa de câmbio real de equilíbrio para Botswana; Iossifov e Loukoianova (2007) fizeram um exercício semelhante para Gana. Bems e De Carvalho Filho (2009) fizeram a mesma estimativa para países exportadores de petróleo; Eyraud (2009) faz a estimativa para Madagascar; Gueye e Salinas (2008) para o Níger; e Melhado e Op de Beke (2008) para o Chade.

Dufrenot e Yehoue (2005) deram uma grande contribuição à literatura empírica para a África ao estimarem a REER usando um painel cointegrante e análise fatorial. Eles derivaram um número de fatores comuns que poderiam explicar a dinâmica do câmbio real de equilíbrio e descobriram que fundamentos como: produtividade, termos de comércio e abertura comercial foram fortemente relacionados com os fatores comuns em países de baixa renda⁷.

Com a melhoria da gestão macroeconômica e do aumento de fluxos via doações para

⁷ Bangladesh, Benin, Burundi, Burkina Faso, Camarões, Chade, República Democrática do Congo, Republica do Congo, Costa do Marfim, Gana, Gâmbia, Haiti, Indonésia, Quênia, Lesoto, Madagascar, Mali, Mauritânia, Malawi, Niger, Nigéria, Nepal, Ruanda, Senegal, Togo, Uganda, Zâmbia e Zimbábue.

grande parte dos países africanos, a ligação entre a doação e a "doença holandesa" tem sido explorada por alguns estudos. Sy e Tabarraei (2009) não encontraram evidências relevantes entre a taxa de câmbio real e ajuda externa em um painel de países. No entanto, Opoku-Afari et al (2004) encontraram que os fluxos de capital via doações estiveram relacionados com a apreciação na taxa de câmbio real em Gana, dependendo do grau de reversibilidade dos influxos de capitais. Apesar de vários estudos continuarem a encontrar resultados mistos entre fluxos de capital e taxa de câmbio real, o aumento dos fluxos de doações na SSA na última década faz com que seja relevante testar empiricamente a relevância desse influxos na condução taxa de câmbio real em SSA.

2.3 MODELO TEÓRICO

A taxa de câmbio de equilíbrio é estimada usando-se valores reais dos determinantes da taxa de câmbio real, chamado de fundamentos, garantindo assim um caminho dinâmico. Seguindo os trabalhos iniciais de Elbadawi (1994) e nas mais recentes obras de Montiel (1999), Limi (2006) e Iossifov e Loukoianova (2007), usamos a metodologia de cointegração de Johansen e vetor de correção de erros (VECM) para estimar o modelo genérico para todos os países da EAC. Esta abordagem é responsável para os efeitos da evolução previsível dos fundamentos e o comportamento dinâmico da taxa de câmbio real ao longo de seu caminho de estado estacionário.

De acordo com Montiel (1999), podemos considerar um mercado com dois bens (comercializáveis e não-comercializáveis) e definir o equilíbrio interno (IB) como a condição onde o mercado de bens não-comercializáveis se equilibra período corrente e deve estar em equilíbrio no futuro, supondo que a produção de todos os bens não transacionáveis é consumida por governos e famílias. Isto é expresso em equação (1. 1) abaixo.

$$y_N(e) = c_N + g_N = (1 - \theta)ec + g_N \quad (2.1)$$

Na qual y_N é a oferta de bens não-comercializáveis na situação de pleno emprego, e é a taxa de câmbio real, c é gasto privado total, com θ sendo a proporção do total do gasto privado em bens comercializáveis e g_N representa o consumo do governo por não-comercializáveis. A equação mostra a posição de IB na qual a taxa de câmbio real está inversamente relacionada ao consumo. Isso porque, partindo de uma posição inicial de IB de equilíbrio, um aumento no consumo privado resulta em excesso de demanda por não-comercializáveis na taxa de câmbio real inicial. Para restaurar o equilíbrio, é necessária uma apreciação na taxa de câmbio real para promover a oferta de bens não-comercializáveis e aumentar a demanda por comercializáveis.

De forma similar, o balance externo (EB) é definido como o equilíbrio nas contas correntes compatível com o fluxo de capital de longo prazo. Isso é representado por:

$$\dot{f} = y_T(e) - g_T - (\theta + \tau)c + z + rf \quad (2.2)$$

Na qual \dot{f} é a mudança dos ativos líquidos internacionais no tempo, f representa o total dos ativos estrangeiros, r é o retorno real desses ativos (medido em bens comercializáveis), $y_T(e)$ é a produção de bens comercializáveis no país, g_T é o consumo do governo em comercializáveis, c é o consumo privado total com θ representando a proporção do consumo privado em comercializáveis, τ captura os custos de transação associados com os gastos privados, com z e rf capturando os influxos de capital líquido oriundos de doação e o serviço da dívida externa, respectivamente.

A equação (2.2) afirma que o EB é dado pelo equilíbrio no comércio (i.e., consumo doméstico da produção doméstica líquida de bens comercializáveis), pelas doações líquidas e pelo custo da dívida. No equilíbrio, onde $\dot{f} = 0$, o EB dá a relação entre o consumo e a taxa de câmbio real. Isso mostra uma relação positiva entre o consumo e a RER porque, assumindo

que partimos de uma posição de equilíbrio inicial, um aumento no gasto privado poderia gerar um déficit em conta corrente à taxa de câmbio real original. Para restaurar o equilíbrio a RER deve depreciar. Essa depreciação irá, então, desviar a demanda em direção de bens não-comercializáveis e a oferta em direção aos comercializáveis. Como estabelecido, enquanto um aumento no gasto privado em IB leva a uma apreciação da RER (i.e., aumento da oferta de não-comercializáveis), um choque similar em EB causa uma depreciação e promover um aumento de bens comercializáveis. O efeito geral nos dois mercados (IB e EB) produz um equilíbrio na RER que é consistente com os fundamentos que a fundamenta.

Igualando a equação (2.2) a zero, o EB passa a ser definido pela balança comercial, doações e dívida externa.

$$y_T(e) = g_T + (\theta + \tau)c - z - rf \quad (2.3)$$

Resolvendo as equações (2.3) e (2.1) simultaneamente, temos uma taxa de câmbio de equilíbrio em função de:

$$e^* = e^*(g_N, g_T, r, z, \pi) \quad (2.4)$$

onde π é a taxa de inflação nos preços domésticos de bens comercializáveis e r é a taxa de juro internacional.

Elbadawi (1994) e Baffes et al (1999) ambos modificaram a equação (2.4) pela inclusão de variáveis políticas como termos de comércio e produtividade. Este trabalho irá adotar as modificações propostas por Elbadawi (1994) e Baffes et al (1999).

2.4 DADOS

A tabela 2.1 faz um resumo das variáveis usadas na regressão e de seus efeitos esperados na taxa de câmbio real. Usamos dados anuais (em logaritmo) a partir de 1980 até 2009. Os dados foram fornecidos por Vitek (2009) e Aydin (2010) usando as informações do Banco Mundial e do FMI. Devido à ausência de dados, usamos a tendência temporal para capturar o efeito de Balassa-Samuelson.

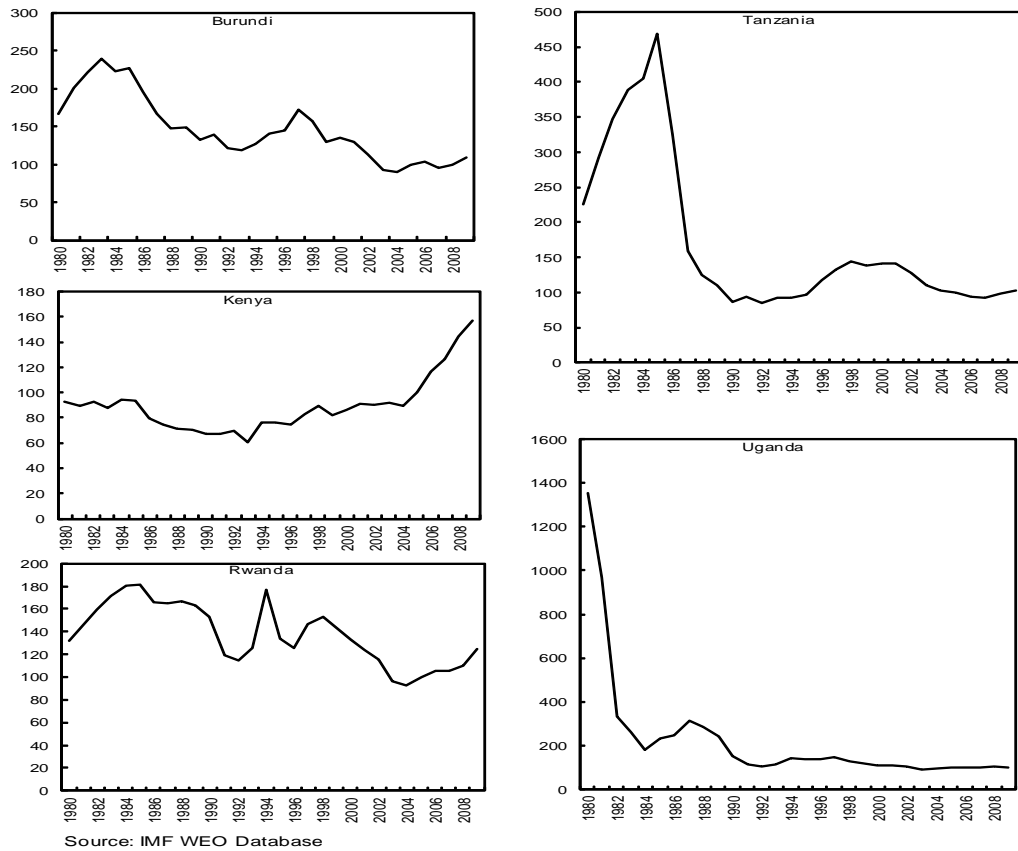
No geral, a taxa de câmbio real tem se depreciado em toda a região da EAC desde a década de 1980, com exceção para o Quênia, que desde 1994, após a liberalização do sistema de taxa de câmbio, tem testemunhado uma constante valorização da moeda local (Figura 2.1). Da mesma forma, termos de comércio vem diminuindo em toda a região, uma indicação do desempenho pobre do setor exportador nos últimos anos em toda a região. Esses comportamentos dos dados levantam questões sobre o papel da taxa de câmbio real em garantir a competitividade da região.

Tabela 2.1. Descrição dos Dados

<i>Fundamentos</i>	<i>Significado Econômico para a REER</i>	<i>Definição</i>
LREER		Logaritmo da taxa de câmbio real. Fonte: INS.
LOPEN	Captura as distorções da política comercial e do grau de liberalização. Uma economia mais aberta tende a gerar uma depreciação cambial.	Logaritmo da razão da soma de importações e exportações sobre o PIB. Fonte: Vitek (2009) e Aydin (2010).
LTOT	Captura a influência da demanda e oferta externas em comercializáveis (bens e serviços). Quanto maior o TOT, maior os salários no setor comercializável, causando uma apreciação cambial.	Logaritmo do índice de preços relativos entre exportações e importações. Fonte: Vitek (2009) e Aydin (2010).
LGEXP	Mede como o gasto do governo em não-comercializáveis ocorre, causando uma apreciação na REER.	Logaritmo da razão do consumo nominal do governo sobre o PIB. Fonte: Vitek (2009) e Aydin (2010).
LAIID	Mede a mudança no equilíbrio da conta de capital causado por doações. Fluxos de doações de longo prazo tendem a causar uma apreciação na REER.	Logaritmo da razão das receitas de doações oficiais sobre o PIB. Fonte: Vitek (2009) e Aydin (2010)
T	Captura o choque de produtividade que pode ocorrer em um país de acordo com a hipótese de HBS. Uma maior produtividade tende a aumentar o preço de não-comercializáveis e causar uma depreciação cambial.	Tendência temporal.
Dummy_Ruanda	Captura o efeito da guerra civil no modelo.	+1: 1994 -1: 1996 e 1997 0: demais.
Dummy_Quênia	Captura a mudança da liberação no modelo.	+1: 1998 0: demais.

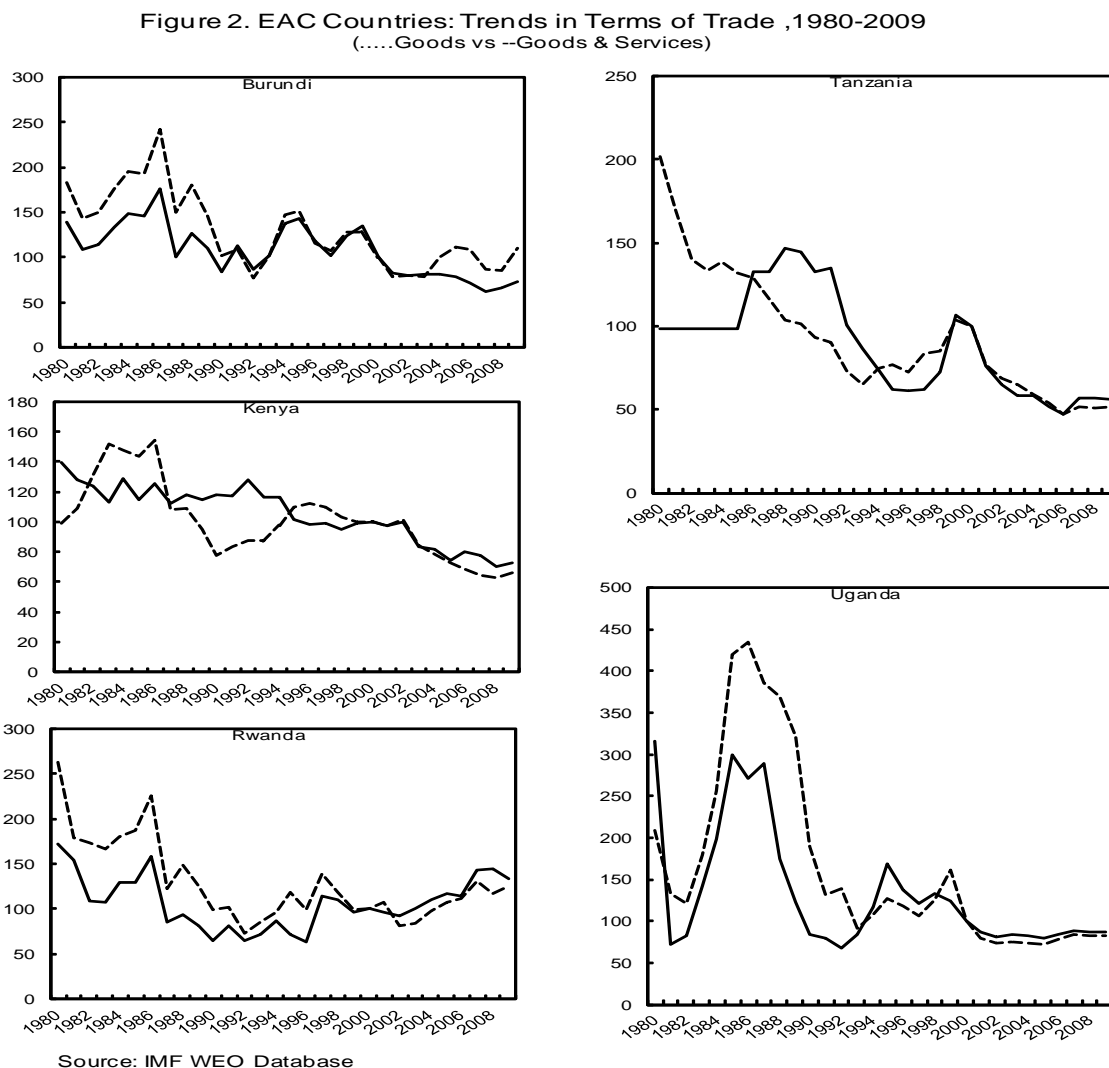
Figura 2.1

Figure 1. EAC Countries: Trends in Real Effective Exchange Rates, 1980-2009



A figura 2.2 mostra que Burundi, Quênia, Ruanda e Uganda beneficiaram-se com o aumento nos preços do café na década de 1980 e com as condições favoráveis de comércio. Isso se reflete na comparação entre termos do comércio incluindo apenas mercadorias e incluindo serviços. Nos últimos anos, entretanto, Quênia, Tanzânia e Uganda presenciaram uma deterioração constante nos termos de troca de bens e serviços. Essa deterioração, no entanto, tem sido moderada no caso de Ruanda e Burundi.

Figura 2.2

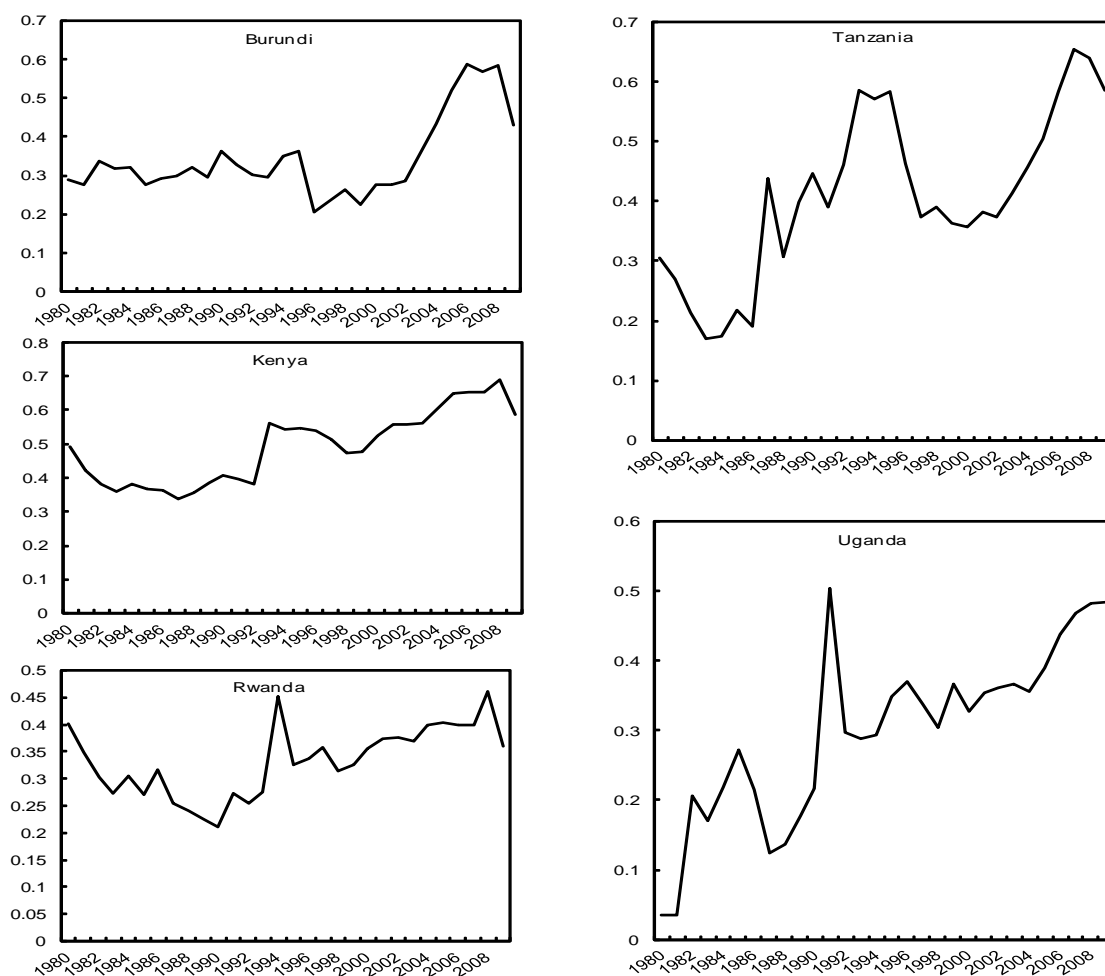


Quanto ao grau de abertura (abertura definida como comércio total como uma porcentagem do PIB), houve um aumento em todas as economias da EAC a partir da década de 1990 (ver figura 2.3). No entanto, os dados apontam para uma redução uniforme no grau de abertura em toda a região entre 2008 e 2009. Isso é resultado, por um lado, da redução do comércio como efeito da crise econômica e financeira mundial que atingiu toda a região de SSA e, por outro lado, do efeito da desaceleração do crescimento econômico na região em 2007⁸.

⁸ IMF Country Report no. 08/282.

Figura 2.3

Figure 3. EAC Countries: Trends in Degree of Openness, 1980-2009



Source: Author's Estimates.

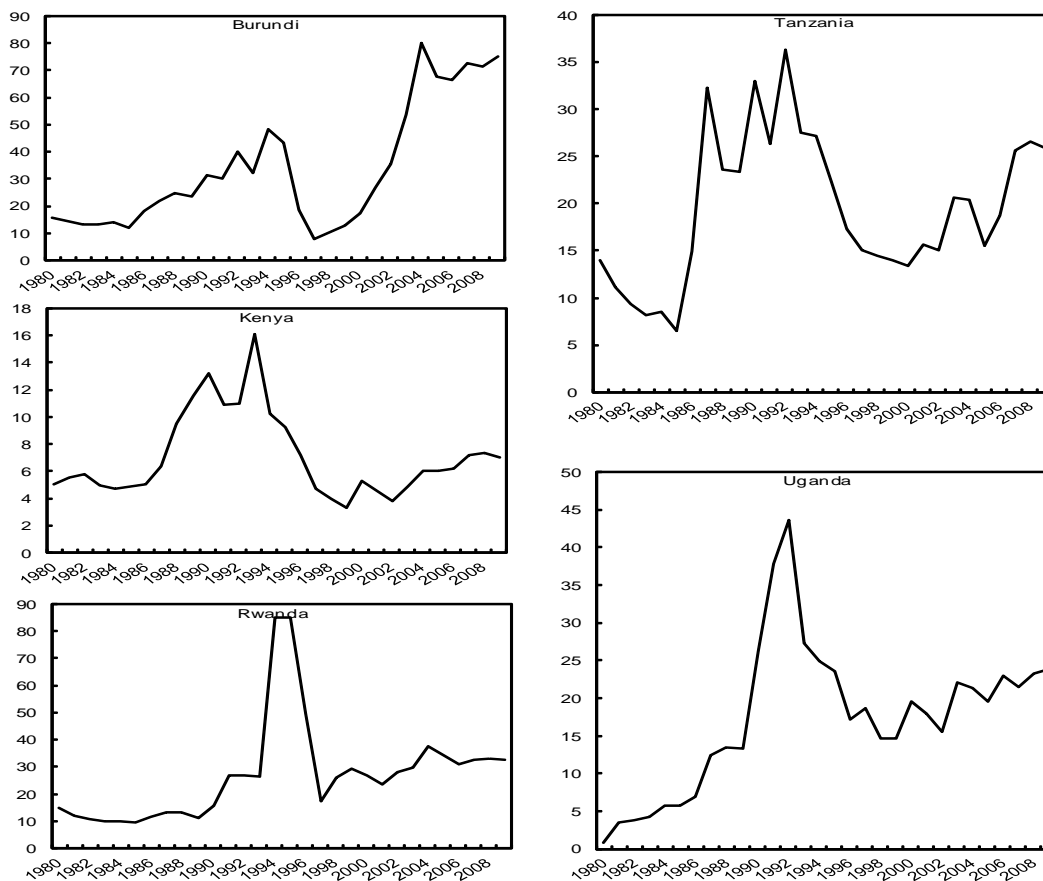
Provas dos dados revelam que ajuda externa (definida como capital externo oriundo de projetos, empréstimos e doações) aos países da região da EAC atingiu o pico em torno de meados dos anos 90 (em resposta ao genocídio de Ruanda e Burundi) e parecem ter se estabilizado na última década. A ajuda externa ao Burundi nos últimos anos, no entanto, aumentou significativamente (atingindo 80% do PIB em 2004). Isso aconteceu após a implementação do programa de governo pós-conflito em 2003, o que ajudou a atrair mais fluxo de doações dos países da OCDE e outras organizações internacionais⁹. Doações para Ruanda, Uganda e Tanzânia atingiram seu pico na década de 1990 e desde então se

⁹ Em Dezembro de 2003, as autoridades do Burundi requisitaram uma ajuda ao FMI de Redução da Pobreza e Auxílio ao Crescimento (PRGF/IMF) no valor de SDR 69.3 milhões no período entre 2004-2007.

estabilizaram em um volume em torno de 20% do PIB. Quênia recebeu um fluxo de capital externo via doações relativamente baixo em relação aos demais países, aproximadamente cerca de 5% do PIB (ver figura 2.4 para detalhes).

Figura 2.4

Figure 4. EAC Countries: Trends in Aid Flows, 1980-2009
(Percent of GDP)

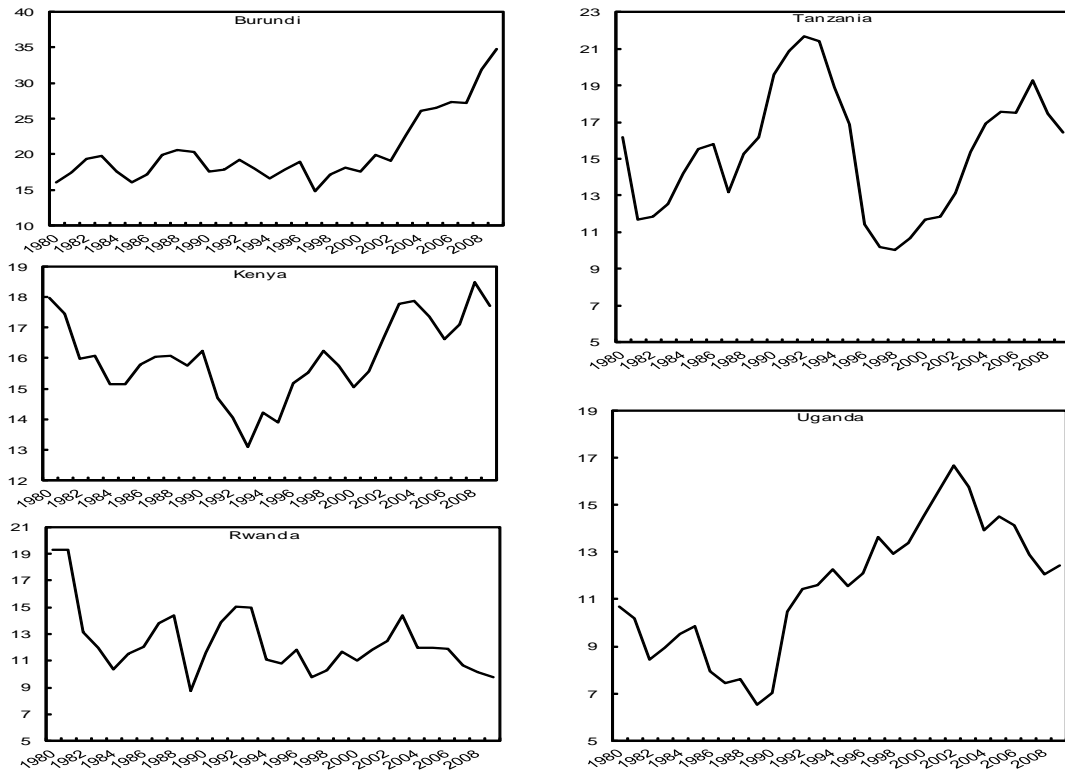


Source: Author's Estimation

Dado que o setor privado é relativamente pequeno na região da EAC, investimento e consumo do setor público são um dos principais motores do crescimento nesses países, afetando significativamente os movimentos da taxa de câmbio, em especial porque ele é o principal canal de captação de fluxos de doações internacionais. A figura 2.5 mostra as tendências das despesas públicas durante o período de amostragem.

Figura 2.5

Figure 5. EAC Countries: Trends in Government Expenditure, 1980-2009
(Percent of GDP)



Source: Author's Estimations.

2.5 MODELAGEM EMPÍRICA

Este trabalho estima a equação (2.4) usando a análise de cointegração multivariada como proposta por Johansen (1988) e inclui variáveis políticas similares aos modelos de Elbadawi (1994) e Baffess et al (1999). A aproximação empírica da equação (2.4) é representada abaixo:

$$\Delta X_t = \alpha B' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{t-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu_0 + \theta D_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

onde:

$$X_t = \begin{bmatrix} LREER_t \\ LTOT_t \\ LOPEN_t \\ LAID_t \\ LGEXP_t \\ T \end{bmatrix} \text{ é o vetor de variáveis endógenas (fundamentos) e } D_t \text{ é a } \textit{dummy} \text{ que captura}$$

intervenções específicas em casos de condições específicas de cada país. Usamos uma *dummy* para captar os efeitos da Guerra civil em Ruanda (1994-1996) e uma *dummy* para captar uma mudança de tendência da taxa de câmbio real no Quênia após 1998, com a liberalização cambial (vide a seção IV para análise das tendências nos fundamentos).

2.6 RESULTADOS

Como parte da prática, testamos as propriedades estatísticas de todas as variáveis. Seguimos Elliot et al (1996) e Ng e Perron (2001) para melhorar o poder dos testes de Dickey-Fuller padrão (DF) e do DF aumentado usando Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) para retirar a tendência dos dados. Usamos o critério de informação por meio do Akaike modificado para selecionar o número de defasagens mais apropriado. A tabela 2.2 resume os resultados de ambos os testes para as variáveis. Encontramos que todas as variáveis possuem raízes unitárias nos casos de todos os países.

Tabela 2.2. Testes de Raíz Unitária ó ERS-GLS e NG-Perron

Variáveis	Burundi		Quênia		Ruanda		Tanzânia		Uganda	
	MADF-GLS	MZt	MADF-GLS	MZt	MADF-GLS	MZt	MADF-GLS	MZt	MADF-GLS	MZt
REER	-0,82 (-1,61)	-0,75 (-1,62)	0,31 (-1,61)	0,32 (-1,62)	*-2,14 (-2,89)	-1,99 (-2,62)	*-2,57 (-2,89)	*-2,44 (-2,62)	0,17 (-1,61)	0,37 (-1,62)
OPEN	*-2,08 (-2,89)	-1,48 (-1,62)	-1,05 (-1,61)	-1,02 (-1,62)	-1,10 (-1,61)	-1,21 (-1,62)	-1,01 (-1,61)	-0,96 (-1,62)	-1,56 (-1,61)	-0,88 (-1,62)
TOT	-2,96* (-3,19)	-1,58 (-1,62)	-0,77 (-1,61)	-0,76 (-1,62)	-1,02 (-1,61)	-0,94 (-1,62)	-0,41 (-1,61)	-0,27 (-1,62)	-1,02 (-1,61)	-0,93 (-1,62)
AID	-0,85 (-1,61)	-0,74 (-1,62)	-1,54 (-1,61)	-1,41 (-1,62)	-1,58 (-1,61)	-1,42 (-1,62)	*-2,13 (-2,89)	*-2,09 (-2,62)	-1,39 (-1,61)	-0,43 (-1,62)
Gov. Exp. NT	-0,01 (-1,61)	0,18 (-1,62)	-1,04 (-1,61)	-1,17 (-1,62)	-0,26 (-1,61)	-0,04 (-1,62)	-1,59 (-1,61)	-1,48 (-1,62)	-1,11 (-1,61)	-1,34 (-1,62)

Número de defasagens MADF-GLS selecionado com base no Akaike Modificado. Todos com constante.
*Tendência e constante. **Valores críticos a 5%.

A tabela 2.3 apresenta os resultados de seleção de número de defasagens usando os testes de Erro de Previsão Final (FPE) e o Critério de Informação Hannan-Quinn (HQ). Os resultados apontam para a escolha ótima de 1 defasagem para todos países, com exceção de Ruanda e Tanzânia, nos quais o número de defasagens ótimo foi 2.

Tabela 2.3. Procedimento de Critérios de Defasagem¹⁰

	Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Burundi	0	26,76	NA	1,45e-07	-1,55	-1,32	-1,48
	1	92,76	103,71*	8,04e-09*	-4,48*	-3,05*	-4,04*
	2	112,22	23,63	1,44e-08	-4,08	-1,47	-3,29
Quênia	0	60,82	NA	1,28e-08	-3,98	-3,75	-3,91
	1	168,56	169,31*	3,58e-11*	-9,90*	-8,47*	-9,46*
	2	187,56	23,075	6,64e-11	-9,47	-6,85	-8,67
Ruanda	0	31,084	NA	1,07e-07	-1,86	-1,62	-1,79
	1	81,463	79,16700	1,80e-08	-3,67	-2,25*	-3,24
	2	115,57	41,41284*	1,14e-08*	-4,33*	-1,71	-3,53*
Tanzânia	0	16,33	NA	3,06e-07	-0,81	-0,57	-0,74
	1	110,21	147,52*	2,31e-09	-5,73	-4,30*	-5,29*
	2	138,84	34,766	2,16e-09*	-5,99*	-3,37	-5,19
Uganda	0	-4,22	NA	1,33e-06	0,66	0,90	0,73
	1	83,14	137,28*	1,60e-08*	-3,79	-2,37*	-3,34*

¹⁰ R: estatística LR sequencialmente modificada (cada teste a 5% de confiança); FPE: erro de previsão final; AIC: Critério de Informação de Akaike; SC: Critério de Informação de Schwarz; HQ: Critério de Informação Hannan-Quinn.

A Tabela 2.4 mostra os resultados do teste de cointegração e ambas as equações de longo e curto prazo para a taxa de câmbio real normalizada. Os testes mostram que há pelo menos uma relação cointegrante com 10% de significância para todos os países, com exceção de Burundi. Contudo, encontramos uma relação cointegrante para Burundi ao deixarmos de usar a correção para amostras pequenas.

Tabela 2.4. Resultados da Metodologia Johansen

	Burundi	Quênia	Ruanda	Tanzânia	Uganda
<i>VAR / VECM irrestritos ó especificações</i>					
Coeficiente	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendência	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Defasagens	1	1	1	1	1
Dummy	Não	Não	Não	Não	Não
<i>Número de Vetores Cointegrantes</i>					
Estatística Traço					
H0 (p=0)	80,14	104,19*	170,64*	174,51*	130,48*
H0 (p<=1)	41,17	69,32	98,63	90,40	68,12
H0 (p<=2)	22,73	40,04	55,40	41,05	35,98
H0 (p<=3)	9,52	18,63	26,25	15,44	18,07
Estatística Autovalor Máximo					
H0 (p=0)	38,97	34,87	72,02*	84,11*	62,36*
H0 (p<=1)	18,44	29,28	43,23	49,35**	32,13
H0 (p<=2)	13,21	21,40	29,15	25,61	17,91
H0 (p<=3)	6,83	11,08	12,70	8,88	10,73
<i>Vetor Cointegrante</i>					
LREER	1	1	1	1	1
LTOT	-0,14 [-1,87]	6,22 [5,58]	0,03 [0,37]	-2,33 [-5,79]	-0,81 [-4,28]
LOPEN	0,46 [3,01]	1,06 [1,32]	-0,21 [-1,91]	-4,29 [-6,59]	-1,15 [-5,58]
LAID	0,25 [5,82]	3,07 [4,79]	-0,21 [-4,80]	4,87 [11,24]	0,16 [1,28]
LGExp	-1,17 [-5,56]	-2,29 [-1,49]	1,52 [17,00]	-2,96 [-6,97]	-0,39 [-0,95]
Tendência	0,02 [7,04]	0,08 [2,39]	0,04 [12,43]	0,014 [0,59]	0,04 [3,25]
Coeficiente	-5,63	-29,35	-3,02	3,78	-3,83
<i>Curto-prazo</i>					
Coeficiente	-0,01 [-0,57]	0,02 [0,66]	0,01 [0,23]	-0,03 [-0,88]	-0,06 [-1,91]
LREER(-1)	0,40 [1,34]	0,05 [0,23]	-0,01 [-0,06]	0,81 [1,32]	0,12 [0,64]
LREER(-2)				-0,27 [-0,67]	
LTOT(-1)	0,04 [0,47]	0,23 [1,28]	-0,02 [-0,17]	-0,43 [-1,54]	-0,11 [-0,95]
LTOT(-2)				0,06 [0,22]	
LOPEN(-1)	-0,01 [-0,08]	0,80 [3,02]	-0,01 [-0,0542]	-0,05 [-0,10]	-0,06 [-0,53]
LOPEN(-2)				-0,17 [-0,45]	
LAID(-1)	0,01 [0,06]	-0,06 [-0,77]	-0,20 [-2,83]	0,27 [0,78]	-0,08 [-0,75]
LAID(-2)				0,15 [0,57]	
LGExp(-1)	-0,03 [-0,12]	0,12 [0,35]	0,03 [0,15]	0,05 [0,16]	-0,44 [-1,65]
LGExp(-2)				-0,63 [-1,75]	
Dummy		-0,01 [-0,15]	0,145 [1,56]		
<i>Coeficiente de Correção de Erro</i>					
Equação REER do VECM	-0,29 [-1,39]	-0,04 [-1,33]	-0,08 [-0,42]	-0,03 [-0,29]	-0,27 [-5,12]
Log likelihood do VECM	27,62	36,46	26,19	16,94	19,67

Dummy política para para o Quênia em 1998. Dummy de impulso para Ruanda durante a guerra civil. 2 defasagens para Tanzânia.
*Rejeição a 5%. Correção de Reinsel-Ahn (1990) aplicada aos valores críticos.

2.6.1. ANÁLISE DE LONGO E CURTO PRAZO

Mudanças nos termos de comércio têm diferentes resultados em termos de impacto na RER na literatura empírica, o que acabou refletindo nos resultados para os países da EAC. Burundi, Tanzânia e Uganda tiveram melhores resultados nos termos de comércio, o que esteve relacionado a uma apreciação na RER, mas o mesmo efeito não foi observado no Quênia e Ruanda, cujo efeito esteve relacionado a uma depreciação cambial (embora a elasticidade do impacto não tenha sido estatisticamente significativa no caso de Ruanda).

Como esperado, um aumento no grau de abertura em Ruanda, Tanzânia e Uganda tiveram resultados associados a uma apreciação na RER. Contudo, este não foi o caso de Burundi e Quênia (abertura teve um efeito depreciativo no longo prazo). Uma possível explicação para o efeito nesses países pode estar associado a um maior efeito renda na seqüência de longos períodos de liberalização comercial (embora o resultado para o Quênia não tenha sido significativo estatisticamente).

Como observado em outros estudos para países em desenvolvimento, fluxo de doações esteve associado a efeitos mistos na RER nos países da EAC. Enquanto o aumento de 1% no fluxo de doações levou a uma apreciação de quase 0.25% da RER em Ruanda, nos demais países esse efeito foi depreciativo no longo-prazo. Como observado por Ghazanchyan et al (a ser publicado), esse efeito possivelmente é causado pelo fato de que, na maioria dos casos de receitas de doações nesses países (e para a maioria dos países da SSA) está associada a um conteúdo de importação, o que implica em um alto grau de reversibilidade de fluxos de capital externo (vazamentos)¹¹. Países nos quais a receita de doações causa uma apreciação cambial podem estar associados ao fato de que grande parte dessas receitas trata-se de apoio orçamentário direto¹².

¹¹ Opoku-Afari et al (2004) encontraram resultados semelhantes para Gana.

¹² Possível explicação para o resultado em Ruanda.

Um aumento no gasto do governo, de acordo com a literatura, é esperado causar uma depreciação cambial se o consumo é dominado por bens comercializáveis. Este foi o caso de Ruanda. Nos casos de Quênia, Burundi, Tanzânia e Uganda encontramos um efeito de apreciação cambial, possivelmente devido a um maior peso do consumo de serviços e bens não-comercializáveis na cesta de consumo.

Finalmente, uma melhoria no progresso tecnológico (usando a tendência temporal como *proxy*) esteve relacionada a uma depreciação cambial em todos os países analisados. Teoricamente, era esperado um efeito contrário, de modo a capturar o efeito Balassa-Samuelson. É possível que a *proxy* utilizada para o choque de produtividade esteja capturando a tendência de depreciação generalizada em todos os países nos últimos anos ao invés do choque de produtividade¹³.

A dinâmica de curto prazo foi obtida utilizando-se a matriz de covariância dos resíduos. Os resultados devem ser interpretados com cuidado, uma vez que o período amostral é relativamente pequeno. No caso de Quênia, a única variável que aparece ter efeito significativo (depreciativo) na RER no curto prazo é o volume de comércio (abertura), causando possível desalinhamento. Isso significa que os fundamentos tiveram efeitos explicativos sobre o movimento da RER no longo prazo e que, no curto prazo, os desalinhamentos são originados nos volumes de comércio. Da mesma forma, os desalinhamentos de curto-prazo são causados por termos de comércio no caso de Tanzânia; gastos governamentais no caso de Uganda; e receitas de doações no caso de Ruanda. Não foram encontrados fundamentos explicativos de curto prazo no caso do Burundi. Os resultados mostram também que, com exceção de Uganda, cuja taxa de câmbio de equilíbrio

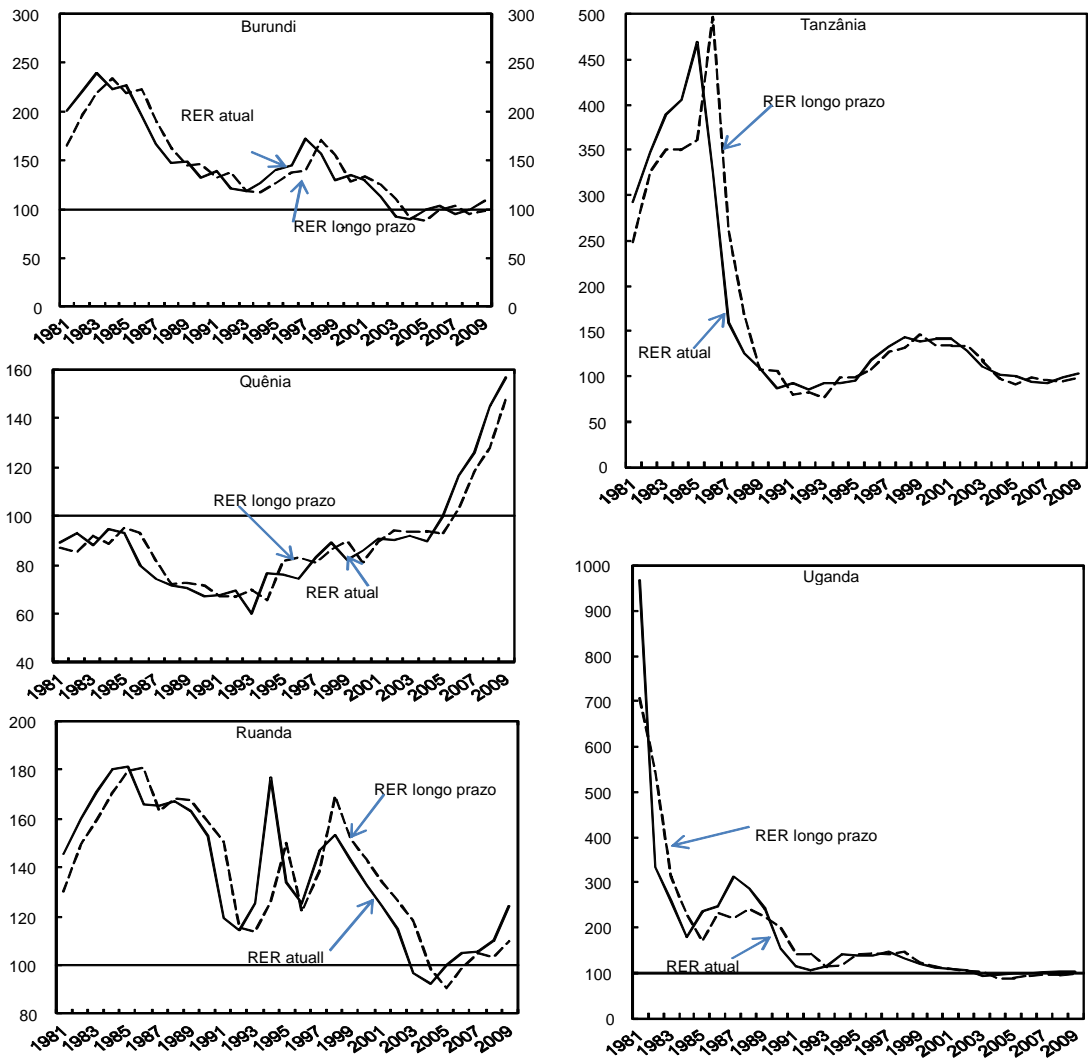
¹³ Como uma extensão, outras medidas podem ser utilizadas. Outros estudos utilizaram a medida de produtividade total dos fatores (PTF) para capturar o efeito Balassa-Samuelson.

demora aproximadamente $3\frac{3}{4}$ anos para que o equilíbrio de longo prazo seja atingido, não há evidência de ajustamento de longo prazo nos demais países.

2.6.2. A TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO

É possível fazer uma extensão da análise VAR acima para obter a taxa de câmbio real de equilíbrio, o que nos permite fazer uma avaliação da taxa de câmbio para cada país da amostra. No contexto de VAR cointegrado, nós estimamos a RER permitindo apenas que as inovações no componente permanente dos fundamentos afetem as previsões de longo prazo. Isso é possível por causa da propriedade dual entre a matriz C e a matriz Π . Essa relação de equilíbrio é exposta ao lado da RER atual, como pode ser visto na figura 2.6.

Figura 2.6. EAC: Taxa de Câmbio Atual VS Taxa de Câmbio de Equilíbrio
1981 -2009

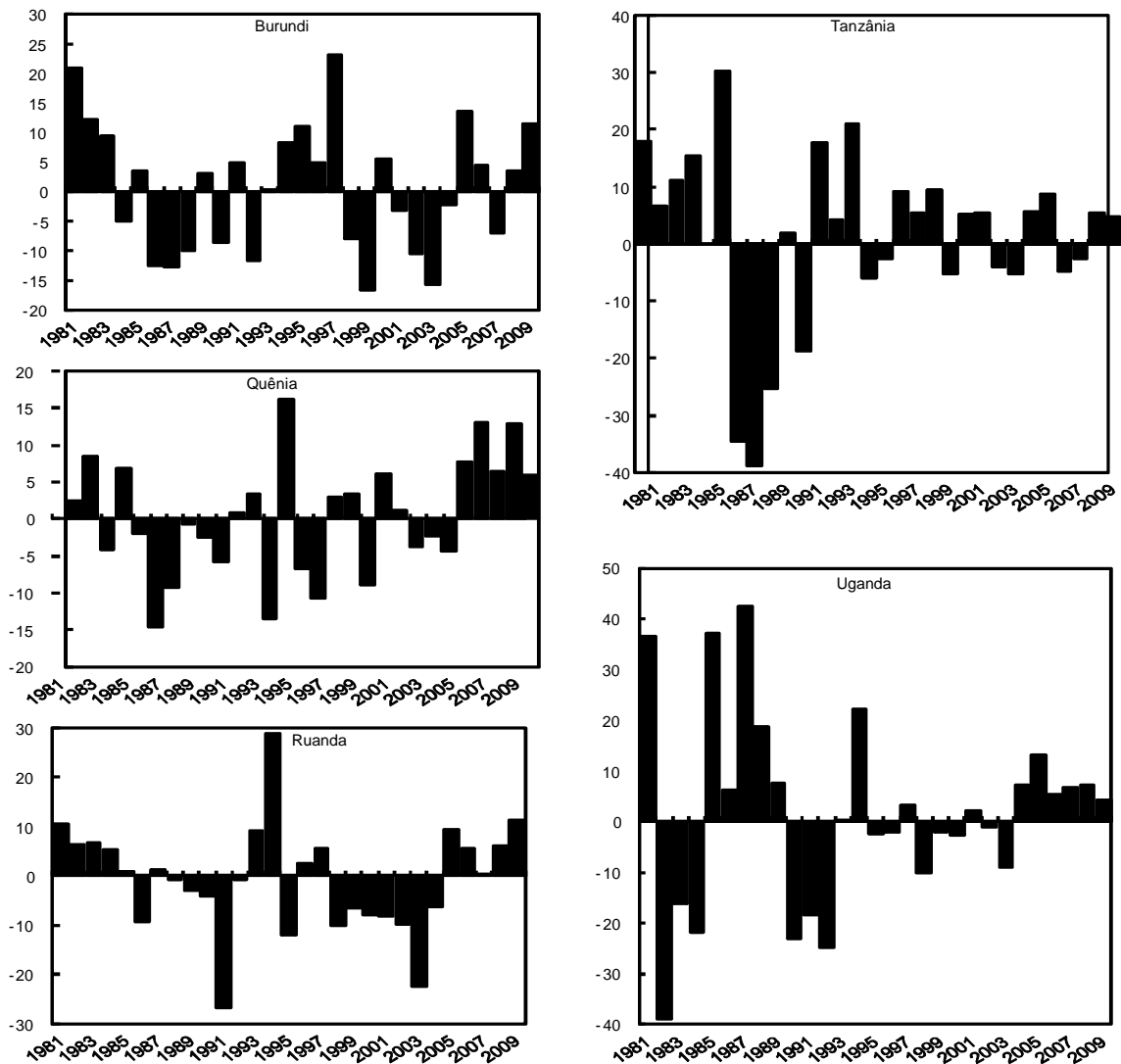


Fonte e elaboração: própria.

De uma forma geral, a RER atual aparece seguir o mesmo caminho da taxa de câmbio de equilíbrio estimada com os fundamentos. Para o ano de 2009, contudo, o resultado do modelo mostra que a RER em todos os países esteve sobrevalorizada: a do Burundi esteve sobrevalorizada em torno de 11%; em Ruanda esteve sobrevalorizada em torno de 11,4% ; na Tanzânia, sobrevalorizada em 4,6%; em Uganda, sobrevalorizada em 4,4%; e no Quênia, sobrevalorizada em 5,9%. A figura 2.7 mostra o grau de desalinhamento medido como

$$RER_{mis} = \frac{RER - ERES}{ERES}$$

Figura 2.7. Países da EAC: Desalinhamentos na Taxa de Câmbio Real Efetiva, 1980-2009
Em %



Fonte e elaboração: própria

É importante observar que as estimativas da RER de equilíbrio estão sujeitas a incertezas estatísticas e condicionadas ao modelo de regressão utilizado. A estimação por meio de outras técnicas alternativas de modelo de equilíbrio pode gerar diferentes conclusões no que concerne à evolução da RER relativamente aos seus valores de equilíbrio. Por isso, é necessário um pouco de precaução quanto ao uso dos resultados em decisões políticas. Em adicional, uma implicação geral para o problema das amostras pequenas é que as propriedades estatísticas podem ter pouco poder explicativo.

2.6.3. ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL

Devido aos problemas elencados na sessão anterior, usamos os dados dos 5 países da EAC entre 1980 e 2009 para construir um painel com 150 observações de modo a buscar melhorar a análise de cointegração. A análise de cointegração em painel passa pelos mesmos estágios da análise vetorial: primeiramente, tentamos verificar se as variáveis elencadas na tabela 1 são não-estacionárias, o que quer dizer, integradas de ordem 1. Testamos cada uma das variáveis, em formato de painel, usando os testes de Levin, Lin e Chu (2002) e de Im, Pesaran e Shin (2003). Os resultados expostos na tabela 2.6 indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nenhum dos testes.

Tabela 2.6. Testes de Raiz Unitária em Painel

Testes	REER	OPEN	TOT	TOTG	AID	Gov, Exp, NT
Levin-Lin-Chu*	-0,09196 (-2,591)	-0,35856 (-5,134)	-0,25028 (-4,042)	-0,27217 (-4,366)	-0,22894 (-4,299)	-0,21102 (-3,741)
Im-Pesaran-Shin**	-1,683 (-2,020)	-2,226 * (-2,020)	-1,889 (-2,020)	-1,955 (-2,020)	-1,917 (-2,020)	-1,557 (-2,020)

*Teste ADF em painel, 2 defasagens e constante.

**Teste t-bar, 2 defasagens e constante.

Uma vez observado que as taxas de câmbio reais efetivas e os fundamentos são não estacionários, passamos a segunda parte da análise que é testar a presença de relações de longo prazo entre as variáveis do painel. Se o conjunto de variáveis é cointegrado, os resíduos da equação cointegrante devem ser estacionários. A tabela 2.7 apresenta os resultados para os testes de cointegração de Pedroni e Kao. A hipótese nula para ambos os testes é que os resíduos dos vetores cointegrantes possuem raízes unitárias, o que implica na não existência de cointegração caso a hipótese não seja rejeitada. Essa hipótese nula é rejeitada para o teste de Kao e para 5 das 7 estatísticas do teste de Pedroni. Portanto, de uma forma geral, nós podemos rejeitar a presença de raízes unitárias nos resíduos dos vetores cointegrantes, isto é, encontramos uma forte evidência para a presença de cointegração entre as taxas de câmbio

real efetiva, o grau de abertura comercial, os termos de troca, os fluxos de doações e os gastos do governo para todos os países da EAC.

Tabela 2.7. Testes de Cointegração em Painel

Teste de Kao para o Resíduo			
ADF	-1,8554* (0,003)		
Teste de Pedroni para o Resíduo**			
Panel ν -Statistic	Panel PP-Statistic	Panel rho-Statistic	Panel ADF-Statistic
-165,875 (1,000)	-2,0499 (0,0202)	-0,9269 (0,1770)	-2,134 (0,016)
Group rho-Statistic	Group PP-Statistic	Group ADF-Statistic	
-0,4575 (0,3237)6	-2,2300 (0,0129)	-2,2876 (0,0111)	

* Sem tendência determinística ou constante. Escolha automática de 7 defasagens usando o Critério de Informação de Schwarz.

** Sem tendência determinística ou constante. Escolha automática de 6 defasagens usando o Critério de Informação de Schwarz. P-valores em parêntesis.

Sob a hipótese de variáveis I(1) cointegradas, a estimação por mínimos quadrados dinâmicos (DOLS) com efeitos fixos provê, a partir dos coeficientes das variáveis em nível, uma estimativa de longo prazo para a relação de cointegração entre a taxa de câmbio real efetiva e os fundamentos. Como parte da especificação do DOLS, paralelamente às variáveis em nível, incluímos as variáveis diferenciadas no lado direito da equação. De modo a encontrar a velocidade com que a taxa de câmbio real efetiva se ajusta em torno do longo-prazo, forçamos que a equação de cointegração esteja de acordo com a especificação de correção de erros. Procedemos à regressão da taxa de câmbio diferenciada com o termo de correção de erro defasado além dos termos diferenciados. O coeficiente de MQO do termo de correção de erros defasado foi de 0,14, o que sugere que um choque tem uma vida média de sete anos, isto é, o ajustamento de longo prazo no caso de um desalinhamento demora sete anos para ocorrer.

Tabela 2.8. Resultados da Estimação em Painel

<i>Longo Prazo</i>	
LTOT	-0,0367 (-0,32)
LOPEN	-0,5523 (-2,43)
LAID	-0,2452 (-3,62)
LGExp	-0,1904 (-1,06)
Constante	3,868 (7,39)
<i>Curto Prazo</i>	
Constante	-,0019 (-0,20)
LREER	0,295 (4,61)
LTOT	0,111 (2,09)
LOPEN	-0,0982 (-1,77)
LAID	-0,1473 (-4,22)
LGExp	-,01430 (-1,60)
Termo de correção de erro	-0,1471 (-3,01)

Todas as variáveis estiveram associadas com uma desvalorização na taxa de câmbio real, confirmando a maioria dos sinais obtidos pela estimação VAR anterior para cada país na sessão anterior. O consumo do governo esteve associado com uma desvalorização cambial, o que geralmente é o caso quando o consumo governamental com comercializáveis é maior que o consumo do setor privado com esses bens. Uma melhoria nos termos de troca também esteve associada a uma desvalorização cambial, o que é o caso de o efeito renda ser maior que o efeito substituição no caso desses países de baixa renda.

Os fluxos oriundos de doação estão, no longo prazo, associados com uma desvalorização cambial pelo fato de indicarem um efeito positivo na produtividade de não-comercializáveis em relação aos comercializáveis. O efeito de doações sobre a taxa de câmbio real normalmente estão associadas a uma apreciação cambial pelo fato de elevarem os preços no mercado interno, especialmente os preços dos não-comercializáveis, e causarem a doença holandesa no curto prazo. No longo prazo, contudo, um maior fluxo de donativos é consistente com a hipótese de desvalorização cambial se houver um aumento de produtividade no setor de não-comercializáveis em relação à produtividade dos

comercializáveis (Torvik, 2001). Um maior grau de abertura comercial, como indicado pela literatura, esteve associado a uma desvalorização cambial.

Por fim, do ponto de vista da análise estatística, todos os coeficientes foram estatisticamente significantes, com a exceção dos termos de troca, o que fornece uma maior robustez aos resultados.

2.7. CONCLUSÃO DO CAPÍTULO

As evidências das estimativas mostram que a taxa de câmbio real efetiva real variou em consonância com os fundamentos em todos os países da EAC nos últimos anos e o grau de desalinhamento foi reduzido ao longo do tempo (figura 2.7).

Para o Burundi, encontramos que o fluxo de comércio (grau de abertura comercial), doações e as despesas do governo têm sido os principais direcionadores da taxa de câmbio real de longo prazo.

No Quênia, termos de troca e as doações são os fundamentos mais importantes no que tange a taxa de câmbio real de longo prazo.

Os fluxos de doações e as despesas do governo têm sido muito significativos na explicação dos movimentos de longo prazo da taxa de câmbio real em Ruanda. Esse foi o único país na região da EAC no qual poderíamos estabelecer algum tipo relação entre o fluxo de doações e a hipótese da "Doença holandesa".

Na Tanzânia, termos de troca, o grau de abertura comercial e os gastos governamentais foram todos significativos e indicam uma valorização na taxa de câmbio real de longo prazo, enquanto que encontramos que as doações têm contribuído para causar uma desvalorização no longo prazo.

Finalmente, em Uganda, encontramos que os termos de troca e o grau de abertura explicam a taxa de câmbio real de longo prazo (causando valorização cambial) e que se leva cerca de 4 anos para que as distorções de curto prazo sejam corrigidas.

A análise de painel mostrou que todos os fundamentos explicam a taxa de câmbio real na região da EAC. Assim, o câmbio real de longo prazo observado entre os países da EAC sugere uma redução no desalinhamento cambial e que se leva aproximadamente 7 anos para que o equilíbrio de longo prazo seja restaurado após choques. Isso pode ser um indicador de que a região tem recebido choques semelhantes, refletindo um comportamento similar sobre a taxa de câmbio real.

2.8. REFERÊNCIAS DO CAPÍTULO

Ahn, S.K. and Reinsel, G. C. (1990), "Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 85, pp. 813-823.

Aydin, B. (2010), "Exchange Rate Assessment for Sub-Saharan Economies", Washington, International Monetary Fund.

Baffes, J., Elbadawi, A., O'Connell, A. (1999), "Single Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate" in: Hinkle, L., Montiel, P. J. (Ed.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Bems, R., de Carvalho Filho, I., 2009, "Exchange Rate Assessments: Methodologies for Oil Exporting Countries", IMF Working Paper No. 09/281, Washington, International Monetary Fund.

Corden, W., Neary, J, 1982, "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy", *Economic Journal*, Vol. 61, pp. 825-848.

Christiansen, L., Prati, A., Ricci, L.A., Tressel, T., 2009, "External Balance in Low Income Countries", IMF Working Paper No. 09/221, Washington, International Monetary Fund).

Dufrenot, G., Yehoue, E., 2005, "Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Cointegration and Common Factor Analysis", IMF Working Paper 164, August.

Edwards, S., 1989, "Real exchange rates, devaluation and adjustment: exchange rate policy in developing countries", Cambridge, MA, MIT Press.

Edwards, S., 1994, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: theory and evidence from developing countries" in Williamson, J. (Ed.). *Estimating equilibrium exchange rates*, Washington, DC, Institute for International Economics.

Elbadawi, I., 1994, "Estimating long-run equilibrium real exchange rates" in: Williamson, J. (Ed.) *Estimating equilibrium exchange rates*, Washington, DC, Institute for International Economics, 1994.

Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 252-276.

Evans, M. D., Lyons, R. K., 2005, "Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting" NBER Working Paper Series, no. 11042, Cambridge, MA.

Eyraud, L., 2009, "Madagascar: A Competitiveness and Exchange Rate Assessment," IMF Working Paper No. 09/107, Washington, International Monetary Fund.

Flood, R. P., Taylor, M. P., 1996, "Exchange Rate Economics: What is Wrong with the Conventional Macro Approach?" in Frankel, J., A., Galli, G., Giovannini, A. (eds) *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, The University of Chicago Press.

Ghazanchyan, M., Omoev, M., Oliveira, L. E. (a ser publicado), "Mali's External Competitiveness: A Closer Look," IMF Working Paper, Washington, International Monetary Fund.

Ghura, D., Grennes, T., 1993, "The real exchange rate and macroeconomic performance in Sub-Saharan Africa," *Journal of Development Economics*, v. 42, October, pp. 155-174.

Gonzalo, J. and Granger, C. (1995), "Estimation of Common Long Memory Components in Cointegrated Systems," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 27-36.

Granger, C.W.J., 1981, "Some properties of time series data and their use in econometric model specification," *Journal of Econometrics*, Vol.16, pp. 121-130.

Gueye, C., Salinas G., 2008, "Assessment of the Real Exchange Rate and External Competitiveness," Niger, Selected Issues Paper, Washington, International Monetary Fund.

Hinkle, L., Montiel, P. J., 1999, "Exchange Rate Misalignment: An Overview" in Hinkle, L., Montiel, P.J. (eds) Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurements for Developing Countries, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Iimi, A., 2006, "Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana", IMF Working Paper 06/140, Washington, International Monetary Fund.

Iossifov, P., Loukoianova, E., 2007, "Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana", IMF Working Paper 07/155, Washington, International Monetary Fund.

Juselius, K. (2006), "The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomic Applications", Oxford University Press.

Mathisen, J. (2003), "Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for Malawi", IMF Working Paper 03/104, Washington, International Monetary Fund.

Meese, R., 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.

Melhado, O., Op de Beke, A., 2008, "Assessing Competitiveness in Chad", Chad, Selected Issues Paper, Washington, International Monetary Fund.

Montiel, P., 1997, "Exchange rate policy and macroeconomic management in ASEAN countries" in Hicklin, J., et al. (Ed.), Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries, Washington, DC, IMF.

_____, 1999, "Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model" in Hinkle, L., Montiel, P.J. (eds) Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurements for Developing Countries, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Opoku-Afari, M., Morrissey, O., Lloyd, T., (2004), Real Exchange Rate Response to Capital Inflows: A Dynamic Analysis for Ghana, CREDIT Research Paper no 04/12, Nottingham.

Sy, M., Tabarraei, H. (2009), "Capital Inflows and Exchange Rate in LDCs: The Dutch Disease Problem Revisited", Paris School of Economics Working Paper no. 2009-26, Paris.

Torvik, R., (2001), "Learning by doing and the Dutch disease", European Economic Review, Elsevier, vol. 45(2), pp. 285-306.

Vitek, F., (2009), "Exchange Rate Assessment Tools for Advanced, Emerging, and Developing Countries", Washington, International Monetary Fund.

Younger, S.D. (1992), "Aid and the Dutch Disease: Macroeconomic Management When Everybody Loves You", World Development 20 (11), pp. 1587-1597.

APÊNDICE I. RESULTADO DOS TESTES DE DIAGNÓSTICOS

O VAR foi testado para correlação serial, autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade (tabela 2.9). Para Burundi, Quênia, Ruanda e Tanzânia não foi encontrado correlação serial no VAR, mas não conseguimos rejeitar a hipótese nula no caso de Uganda. O teste de Portmanteau aponta para a existência de autocorrelação em até 2 defasagens para todos os países. No caso da heterocedasticidade, não encontramos evidência no caso de Burundi, Quênia, Ruanda e Tanzânia, mas não há sinal de homocedasticidade no caso de Uganda. Para as últimas três estatísticas (Curtose, Assimetria e Jarque-Bera) não foram encontradas evidências de normalidade para os VARs, com a exceção de Uganda.

Tabela 2.9. Testes nos Resíduos

	Autocorr, (LM)	Portomanteau	Heterocedasticidade	Curtose	Assimetria	Normalidade (Jarque- Bera)
Burundi	24,52 p=0,49	34,82 p=0,09	146,46 p=0,57	7,29 p=0,20	9,52 p=0,09	16,81 p=0,08
Quênia	37,22 p=0,41	94,55 p=0,04	242,21 p=0,29	19,61 p=0,00	9,76 p=0,13	29,38 p=0,00
Ruanda	44,06 p=0,17	106,87 p=0,00	259,43 p=0,36	54,73 p=0,00	23,20 p=0,00	77,93 p=0,00
Tanzânia	27,97 p=0,31	61,36 p=0,00	300,75 p=0,48	14,27 p=0,01	8,75 p=0,12	22,97 p=0,01
Uganda	54,68 p=0,00	48,38 p=0,00	179,98 p=0,04	3,60 p=0,60	1,77 p=0,88	5,38 p=0,86

APÊNDICE II. TABELA 2.10. DESALINHAMENTOS NOS PAÍSES DA EAC

Ano	Burundi			Quênia			Ruanda			Tanzânia			Uganda		
	RER Atual	LR RER	<i>RER</i> _{mis}	RER Atual	LR RER	<i>RER</i> _{mis}	RER Atual	LR RER	<i>RER</i> _{mis}	RER Atual	LR RER	<i>RER</i> _{mis}	RER atual	LR RER	<i>RER</i> _{mis}
1981	200,90	166,13	20,93	89,31	87,22	2,39	145,65	130,33	10,52	292,96	248,16	18,05	967,16	707,49	36,70
1982	221,27	197,21	12,20	92,75	85,44	8,55	159,78	149,61	6,36	347,14	325,74	6,57	332,19	542,82	-38,80
1983	239,28	218,48	9,52	87,94	91,68	-4,08	170,93	159,40	6,75	389,36	350,05	11,23	260,59	311,32	-16,29
1984	222,51	234,03	-4,93	94,56	88,54	6,80	180,18	170,47	5,39	404,63	350,43	15,47	179,86	229,89	-21,76
1985	227,11	219,62	3,41	93,15	94,97	-1,92	181,39	179,73	0,92	469,28	360,19	30,29	235,13	171,65	36,98
1986	195,33	223,41	-12,57	79,64	93,24	-14,59	165,80	180,93	-9,13	325,09	497,67	-34,68	246,22	232,02	6,12
1987	167,23	191,72	-12,77	74,21	81,80	-9,27	165,38	163,44	1,18	159,53	260,98	-38,87	314,07	220,54	42,41
1988	146,97	163,38	-10,04	71,41	71,92	-0,72	166,86	168,01	-0,69	125,46	168,07	-25,36	286,36	241,28	18,69
1989	148,78	144,50	2,96	70,59	72,42	-2,52	163,03	167,72	-2,88	109,49	107,56	1,80	241,54	224,79	7,45
1990	132,94	145,55	-8,66	67,45	71,54	-5,72	152,73	158,90	-4,04	86,18	106,11	-18,78	153,56	199,96	-23,20
1991	139,39	132,86	4,92	67,52	67,04	0,72	119,01	150,82	-26,73	93,21	79,21	17,67	115,02	140,97	-18,41
1992	121,96	137,87	-11,54	69,42	67,12	3,43	114,59	115,56	-0,85	85,45	81,93	4,29	106,79	141,97	-24,78
1993	119,43	119,31	0,10	60,25	69,69	-13,55	125,55	113,91	9,27	92,02	76,02	21,04	113,66	113,25	0,36
1994	127,48	117,78	8,23	76,28	65,64	16,22	176,78	125,82	28,82	92,67	98,61	-6,02	141,94	116,09	22,27
1995	140,32	126,36	11,05	76,15	81,65	-6,74	134,13	150,17	-11,95	96,06	98,70	-2,67	138,81	142,17	-2,36
1996	145,32	138,52	4,91	74,45	83,34	-10,66	125,41	122,06	2,68	117,63	107,69	9,24	139,41	142,44	-2,13
1997	171,97	139,54	23,24	83,10	80,70	2,97	146,62	138,24	5,71	132,97	126,12	5,43	146,60	141,94	3,28
1998	157,38	171,02	-7,98	89,34	86,42	3,37	153,46	169,02	-10,14	143,62	131,09	9,56	130,85	145,43	-10,03
1999	130,38	156,29	-16,58	81,93	89,89	-8,85	142,74	151,81	-6,35	138,91	146,59	-5,24	119,16	121,82	-2,18
2000	134,95	127,99	5,44	86,06	81,18	6,01	132,98	143,47	-7,89	141,42	134,56	5,10	112,61	115,47	-2,47
2001	129,32	133,55	-3,16	90,68	89,69	1,10	124,01	134,05	-8,10	141,34	134,13	5,37	109,78	107,42	2,20
2002	112,91	126,00	-10,39	90,45	93,92	-3,69	115,11	126,24	-9,67	128,38	133,71	-3,99	105,26	106,19	-0,88
2003	93,06	110,41	-15,72	91,67	93,81	-2,27	96,57	118,26	-22,46	110,65	116,73	-5,20	92,11	101,13	-8,91
2004	89,59	91,60	-2,20	89,48	93,57	-4,37	92,43	98,29	-6,34	102,06	96,63	5,62	95,13	88,79	7,14
2005	100,00	88,00	13,64	100,00	92,77	7,80	100,01	90,70	9,31	100,01	91,93	8,79	100,01	88,36	13,18
2006	103,61	99,32	4,32	116,43	102,93	13,12	105,09	99,17	5,64	93,87	98,46	-4,66	99,09	93,95	5,47
2007	96,10	103,46	-7,11	126,06	118,51	6,38	105,36	105,17	0,18	92,74	95,28	-2,66	101,43	95,04	6,72
2008	99,14	95,86	3,42	144,95	128,35	12,94	109,88	103,15	6,12	98,58	93,47	5,47	103,45	96,40	7,32
2009	109,28	98,05	11,46	156,84	148,08	5,92	124,31	110,08	11,45	102,60	98,01	4,69	101,77	97,48	4,40

3. TAXA DE CÂMBIO NOMINAL NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO MODELO MONETÁRIO

3.1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, a análise das taxas de câmbio sofreu várias modificações, contribuindo para a teoria de determinação da taxa de câmbio e para uma observação empírica de seu comportamento. A maior disponibilidade de dados e o avanço da econometria estimularam o crescimento do trabalho empírico sobre este assunto (Sarno & Taylor, 2002).

Apesar do aumento de estudos sobre o comportamento da taxa de câmbio, um grande número de questões permanece não solucionado, principalmente por causa das crises financeiras e o desenvolvimento de novas moedas, como o Real no Brasil. Uma dessas questões é a incapacidade para rejeitar a hipótese nula de que as taxas de câmbio seguem um passeio aleatório. O trabalho de Meese e Rogoff (1983) que sinalizou que um simples modelo de passeio aleatório tinha maior poder de previsão que os modelos macroeconômicos. Em outras palavras, isso significava que os economistas não tinham muito a dizer sobre a previsão de taxa de câmbio.

Com o estabelecimento de políticas monetárias e o combate à inflação, o debate sobre a determinação da taxa de câmbio ganhou peso. O aumento na disponibilidade dos dados durante a década de 90 permitiu uma maior confiança estatística; novas obras com base no longo prazo rejeitaram a hipótese de passeio aleatório.

Por exemplo, no Brasil, onde foi estabelecido o regime de metas de inflação, uma das estratégias no seu combate foi a manutenção de uma taxa de câmbio apreciada, por meio de intervenções do Banco Central. Entre os instrumentos utilizados estiveram títulos do governo indexados em moeda estrangeira e *swaps* cambiais, entre outros, que aumentaram a dívida externa e interna brasileira. O desequilíbrio fiscal tornou-se um problema crítico durante a crise asiática, em 1997, e a crise russa, em 1998. Ao mesmo tempo, fatos paralelos ajudaram a manter

o valor da taxa de câmbio, como o corte de impostos sobre os capitais estrangeiros e a publicação de uma lista normativa para aumentar a oferta de moeda estrangeira.

O processo de sobrevalorização da moeda nacional durou de 1995 a 1999. No início de 1999, o Banco Central não conseguiu manter o regime de bandas cambiais e houve uma enorme depreciação da taxa de câmbio na sequência da adoção do câmbio flutuante. Para evitar que a pressão de taxa de câmbio se transformasse em um novo processo inflacionário, foi adotado um regime de metas para a inflação, com base em uma alta taxa oficial de juros (SELIC). Desde então, paridade Real/dólar começou a flutuar e aumentou-se a necessidade sobre a compreensão do que determinaria essa taxa de câmbio. Apesar disso, existem apenas poucos artigos na literatura que avaliam o comportamento de taxa de câmbio no Brasil ó principalmente trabalhos feitos por oficiais do Banco Central do Brasil.

O objetivo deste trabalho é estabelecer uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio brasileira e outras variáveis-chaves de política monetária, seguindo o modelo de demanda por moeda de Cagan (1956) para uma economia aberta, descrito em Obstfeld e Rogoff (1996). Aplicamos a análise de cointegração para identificar uma relação de equilíbrio de longo e curto prazo e comparamos os resultados das previsões resultantes desse modelo com a abordagem de passeio aleatório. Além disso, com base no modelo, estimamos uma equação de método de momentos generalizados (GMM), na qual é permitido controlar para variáveis endógenas.

Além da introdução, este capítulo está organizado em cinco seções. A seção 3.2 apresenta uma visão geral das teorias de taxa de câmbio. A seção 3.3 descreve o modelo teórico. Na seção 3.4 discutimos o procedimento econométrico, incluindo os testes de raiz unitária e testes de cointegração e GMM. Finalmente, na seção 3.5, fazemos os comentários finais.

3.2 TEORIAS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

A teoria do comércio internacional, na sua abordagem de elasticidades (Bickerdike, 1920; Robinson, 1947; Metzler, 1948), ofereceu suporte para as relações comerciais entre os países através do tempo. Esta literatura trabalha com a teoria de equilíbrio parcial e afirma que há um consenso sobre os determinantes básicos das demandas de importação e exportação dos países: a taxa de câmbio real, os rendimentos reais internos e a demanda do resto do mundo.

No entanto, uma vez que houve um aumento no comércio internacional após a Segunda Guerra Mundial, a determinação de rendimento foi adicionada à balança de pagamentos. O principal salto teórico (Dornbusch, 1980) foram a integração da renda e do preço relativo. Na década de 60, a análise padrão foi feita por meio da estática comparativa em modelos de determinação de demanda usando o rendimento e a taxa de câmbio por meio da estipulação dos preços relativos. Na seqüência, modelos macroeconômicos de economia aberta (ex. Mundell, 1963; e Fleming, 1962) trouxeram estruturas organizadas à teoria, incluindo os ativos e a mobilidade do capital dessas economias.

O desenvolvimento dos mercados de ativos e a globalização dos mercados financeiros fizeram com que o foco da teoria se voltasse para a conta financeira do balanço de pagamentos. O modelo monetário e o modelo de equilíbrio de portfólio, da tradição Walrasiana, superaram o modelo Mundell-Fleming's. Eles essencialmente criticavam a ausência de expectativas e afirmavam que os mercados de ativos tinham um papel muito importante na macroeconomia aberta, o que teria que influenciar positivamente o modelo.

A abordagem monetária, desenvolvida na década de 70, veio como uma resposta ao aumento da liberalização dos controles cambiais em muitos países. A taxa de câmbio neste modelo é um ativo em que a taxa de juros é adaptada quase que instantaneamente para ajudar a

equilibrar a demanda internacional pela moeda nacional. Isto vai na direção oposta do modelo anterior, que estabelecia que a determinação da taxa de câmbio ocorria de modo a equilibrar o fluxo de comércio. Monetaristas acreditam que taxa de câmbio flutuante pode ter um movimento semelhante dos preços no mercado de ativos.

Mais recentemente, foram desenvolvidos modelos com base nos equilíbrios geral e parcial, conforme os modelos de otimização temporal na macroeconomia aberta, que consideram o tempo e as expectativas no processo decisório. Em Obstfeld e Rogoff (1996) nós encontramos uma explicação de por que a análise intertemporal da conta corrente tornou-se comum nos anos 80. Esse modelo reconhece que decisões de consumo e investimento privadas resultam num cálculo intertemporal dos agentes que levam em conta, por exemplo, expectativas futuras quanto ao crescimento da produtividade e da demanda.

O ponto crítico do debate foi levantado por Meese e Rogoff (1983), que compararam os modelos de taxa de câmbio com um modelo cambial baseado no passeio aleatório. Os autores iniciam a análise com uma especificação geral e compararam o poder de previsão estatística dos modelos estruturais com o passeio aleatório. Eles concluíram que as previsões baseadas em modelos estruturais tiveram piores performances em termos de previsão do que o modelo de taxa de câmbio baseado em um passeio aleatório simples.

O trabalho de Meese e Rogoff tornou-se uma referência sobre a dinâmica de taxa de câmbio de curto prazo, não só para fazer previsões, mas também para modelos de determinação da taxa de câmbio. Este puzzle "Meese e Rogoff" é um dos seis enigmas centrais da macroeconomia internacional e é uma manifestação particular do problema de "dissociação de taxa de câmbio". Ele é uma alusão ao fato de que trabalho empírico têm encontrado uma fraca

relação entre a taxa de câmbio e várias variáveis macroeconômicas. A teoria sobre o tema tem uma grande consideração por esse resultado, dando a ele uma influência considerável.

A literatura internacional, considerando os países em desenvolvimento, no entanto, é muito pobre. Nós encontramos alguns trabalhos para o Brasil, a maioria deles ligados a documentos de trabalho do Banco Central. Por exemplo, Muinhos, Freitas e Araujo (2001) testam um modelo usando a taxa de desemprego e a conta corrente para atingir uma taxa de câmbio real a longo prazo. Eles comparam esse modelo com um passeio aleatório para a taxa de câmbio brasileira e concluem que o primeiro tende a atingir resultados mais realistas.

Muinhos, Alves, Riella (2003) argumentam que a possibilidade da taxa de câmbio ser um passeio aleatório não é a melhor hipótese para o caso brasileiro. Eles usam um modelo com a paridade descoberta de juros (UIP) a partir de 1999 a 2001 e verificam que esta captura o comportamento da taxa de câmbio no Brasil melhor do que o passeio aleatório. E Moura e Lima (2007), por sua vez, testam o poder de adaptabilidade e de previsão de alguns modelos empíricos. Eles observam que naqueles modelos onde são incluídas variáveis de política monetária (ex. oferta de moeda e taxa de juros), risco (EMBI) e fluxos de comércio tinham melhor tempo poder para a taxa de câmbio nominal do que o passeio aleatório.

A disponibilidade de dados a partir do lançamento do Real é oportuna agora, uma vez que é possível obter observações mensais desde 1995 até 2009. Os artigos anteriores não usaram análise de cointegração e modelos de correção de erro (VECM) para compará-los com um passeio aleatório de vetor. Nesse sentido, este trabalho traz uma inovação na literatura de taxa de câmbio para o Brasil. Além disso, ele traz à tona os modelos de determinação da taxa de câmbio de volta à literatura econômica.

3.3 O MODELO

Preços relativos internacionais têm sido explorados na análise de economia aberta, pois os modelos de comércio assumem que os preços relativos de bens diferentes não variam. A hipótese de paridade do poder de compra, por sua vez, parte da tese que, sem barreiras naturais ou governamentais, um produto deveria ter o mesmo preço em diferentes lugares. Essa pode ser expressa matematicamente por:

$$e = P/P^* \quad (3.1)$$

onde P e P^* são índices de preços das mercadorias comercializáveis no país e externamente, respectivamente e e é a taxa de câmbio. A equação da teoria quantitativa deve entrar no quadro, pois, embora haja uma relação entre os preços e a taxa de câmbio, precisamos incluir uma explicação de como os preços são determinados. Um resumo de uma das versões da teoria é a seguinte: da parte da oferta, considera-se que as autoridades monetárias possam controlar o suprimento de moeda ao controlar as reservas do sistema bancário privado; da parte da demanda, é enfatizado que as pessoas mantenham como o objetivo de realizar transações e, para a economia como um todo, esta demanda pode ser escrita como uma proporção do PIB.

Como uma condição interna de equilíbrio, podemos escrever para cada período t de tempo que:

$$M_s = K \cdot P \cdot Y = M_d \quad (3.2)$$

Na qual M_s refere-se à oferta de moeda, M_d à demanda por moeda, K ao capital, P ao índice de preço e Y ao produto, todos no tempo t .

Se tomarmos dois países e considerarmos que: os produtos nacionais reais (preços constantes) são governados por forças de oferta tais como melhoramentos da produtividade,

condições climáticas, etc., o surgimento de moeda pode ser controlado pelas autoridades monetárias; K é fixado para países individuais.

Podemos encontrar uma relação entre as ofertas de moeda e os níveis de preços; isto combinado com a "lei de um único preço" dá a determinação das taxas de câmbio:

$$e = P = M/K.Y \quad (3.3)$$

Para sustentar o equilíbrio do mercado monetário doméstico, a oferta existente deve se equiparar à demanda.

$$M / P = L(i,Y) \quad (3.4)$$

Na qual M/P representa a oferta de moeda doméstica e $L(i,Y)$ descreve a demanda (real) por moeda doméstica como uma função da taxa de juros doméstica (i), e renda (Y) (Dornbusch,1994). Dessa forma, um aumento no produto real aumenta a demanda transacional por balanços reais. Do oposto, um aumento na taxa de juros nominal eleva o custo de oportunidade de manter moeda. Semelhantemente, a condição de equilíbrio do mercado monetário externo é dada por:

$$M^* / P^* = L^*(i^*,Y^*) \quad (3.5)$$

onde os asteriscos representam variáveis externas (por exemplo, M^* é a oferta de moeda nominal estrangeira, L^* a demanda por moeda real estrangeira). Observamos que as condições de equilíbrio do mercado monetário nas equações não mostram explicitamente como a taxa de câmbio de equilíbrio é estabelecida. Para fazer isso, temos que acrescentar uma relação adicional que determina explicitamente como a taxa de câmbio influencia o equilíbrio do mercado monetário.

Dessa forma, utilizamos a teoria da paridade do poder de compra absoluta que descrevemos acima na equação (3.1). A relação implica que as taxas de câmbio podem

influenciar o equilíbrio do mercado monetário pelas conexões que apresentam entre os preços domésticos e externos. Substituindo as expressões obtidas para os preços na equação (3.1) na (3.5), obtemos:

$$e = [M/M]^* \times [L^*(i^*, Y^*)/L(i, Y)] \quad (3.6)$$

Obstfeld and Rogoff (1996), por sua vez, apresentam um modelo discreto de demanda por moeda e o aplicam à equação de oferta de moeda keynesiana, supondo paridade de poder de compra e paridade descoberta dos juros.

Considere o seguinte modelo discreto de demanda por moeda.

$$m_t^d - p_t = -\eta E_t(p_{t+1} - p_t) \quad (3.7)$$

A equação em diferença estocástica de primeira ordem que explica a dinâmica de nível de preços em termos da oferta de moeda. m_t é o logaritmo de moeda nominal no período t , p é o logaritmo do índice de preços, η é a demanda semi-elástica por balanços reais em termos da inflação esperada.

No modelo de Cagan existe expectativas adaptativas, no qual a variável flutua e depende dela mesma no período anterior. A equação (3.7) seria ainda uma forma padrão do modelo de demanda por moeda de Keynes e Hicks, que ainda dependeria das variáveis produto real e juros. Cagan justifica a exclusão dessas variáveis com o argumento de que, durante hiperinflações, a expectativa de inflação futura remove qualquer outra influencia sobre a demanda por moeda, tal como a taxa de juros.

Verificamos quais são as implicações da simplificação de Cagan com relação entre moeda e nível de preços.

Assumimos que uma oferta de moeda exógena m , no equilíbrio, iguala a sua demanda:

$$m_t^d = m_t \quad (3.8)$$

então, o modelo torna - se :

$$m_t - p_t = \eta E_t(p_{t+1} - p_t) \quad (3.9)$$

Então temos uma equação em diferença estocástica que explica a dinâmica entre nível de preço em termos de oferta por moeda. No caso de previsão perfeita:

$$m_t - p_t = \eta_t(p_{t+1} - p_t) \quad (3.10)$$

Isolando p_t

$$p_t = \frac{\eta}{\eta + 1} p_{t+1} + \frac{m_t}{\eta + 1} \quad (3.11)$$

No período seguinte:

$$p_{t+1} = \frac{\eta}{\eta + 1} p_{t+2} + \frac{m_{t+1}}{\eta + 1} \quad (3.12)$$

Retornamos na equação (3.11):

$$p_t = \frac{\eta}{\eta + 1} \left(\frac{\eta}{\eta + 1} p_{t+2} + \frac{m_{t+1}}{\eta + 1} \right) + \frac{m_t}{\eta + 1} \quad (3.13)$$

Repetindo sucessivamente por mais s períodos:

$$p_t = \lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{\eta}{\eta + 1} \right)^s p_{t+s} + \left(\frac{1}{\eta + 1} \right) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{\eta + 1} \right)^{s-t} m_s \quad (3.14)$$

Por hipótese, supõe-se $\lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{\eta}{\eta + 1} \right)^s p_{t+s} = 0$, para evitar bolhas especulativas. O preço de

equilíbrio é, dessa forma:

$$p_t = \left(\frac{1}{\eta + 1} \right) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{\eta + 1} \right)^{s-t} m_s \quad (3.15)$$

No qual a soma é uma P.G. de razão $\frac{\eta}{\eta+1}$. Resolvendo o somatório, temos o seguinte

resultado:

$$\frac{1}{\eta+1} \left[1 + \frac{\eta}{\eta+1} + \left(\frac{\eta}{\eta+1} \right)^2 + \dots \right] = \frac{1}{\eta+1} \left[1 - \frac{1}{\frac{\eta}{\eta+1}} \right] = \frac{1}{\eta+1} \left[\frac{1}{\frac{1}{\eta+1}} \right] = 1 \quad (3.16)$$

O resultado (3.16) implica neutralidade da moeda. Desse modo, não há ilusão monetária no modelo.

Partimos, então, do modelo keynesiano:

$$m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + \phi y_t \quad (3.17)$$

na qual $i = \log(I+i)$ sendo i a taxa de juros nominal, o p o logaritmo do preço e y o logaritmo natural do produto real. Da paridade de juros descoberta temos, por aproximação:

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + E_t e_{t+1} - e_t \quad (3.18)$$

A hipótese de paridade descoberta com previsão perfeita ocorre porque se supõe a inexistência de arbitragem no modelo.

Substituindo i_{t+1} na equação (3.17):

$$(m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) - e_t = -\eta(E_t e_{t+1} - e_t) \quad (3.19)$$

A solução para a taxa de câmbio, supondo paridade de poder de compra e taxa de juros descoberta no período t é:

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} (m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\eta}{\eta+1} e_{t+1} \quad (3.20)$$

Em $t+1$:

$$e_{t+1} = \frac{1}{1+\eta} (m_{t+1} - \phi y_{t+1} + \eta i_{t+2}^* - p_{t+1}^*) + \frac{\eta}{\eta+1} e_{t+2} \quad (3.21)$$

Substituindo a equação (3.20) em (3.19), temos o resultado em 2 períodos:

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} (m_t - \phi y_t + \eta \bar{m}_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\eta}{\eta+1} \left(\frac{1}{1+\eta} (m_{t+1} - \phi y_{t+1} + \eta \bar{m}_{t+2}^* - p_{t+1}^*) + \frac{\eta}{\eta+1} e_{t+2} \right) \quad (3.22)$$

Por s iterações, encontramos a equação para o câmbio em um processo estocástico:

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} E_t (m_s - \phi y_s + \eta \bar{m}_{s+1}^* - p_s^*) \quad (3.23)$$

A equação (3.23) traz uma relação positiva entre a oferta de moeda e o câmbio e uma relação negativa entre esta e o produto real. Esse último resultado é justificado pelo fato que uma elevação do produto ocasiona aumento na demanda por moeda e, sendo esta última estática na política monetária, os preços domésticos caem para atingir balanços reais, ocasionando uma valorização da moeda doméstica. Sobre os juros internacionais, o autor explica a notação em $t+1$:

Na convencional curva LM, a demanda por moeda na data t depende positivamente do produto real Y_t e negativamente da taxa de juros nominal entre as datas t e $t+1$, $i_{(t+1)}$... um aumento na taxa de juros nominal aumenta o custo de oportunidade de manter moeda. A taxa de juros nominal é a taxa nominal líquida de retorno de empréstimos de moeda, ie., a quantidade de dinheiro que um recebe ao emprestar uma unidade monetária por um período. Desse modo, a expressão $i_{(t+1)}$ indica a taxa de retorno em $t+1$ contrata no período t .

Obstfeld e Rogoff chamam a atenção ao fato que os dados empíricos não tem sido gentis com o modelo em situações sem hiperinflação, mas encontram resultados válidos em estimativas de longo prazo. Destaca-se que a modelagem evita a existência de bolhas especulativas, que se observa pela ausência de um termo de erro na equação (3.23), fato que pode explicar a falha na estimativa com dados empíricos.

Não obstante, neste trabalho, verificaremos a relação imposta pela equação (3.23) no Brasil no período de maior estabilidade econômica, o qual seja, o período após o estabelecimento do Plano Real. Supondo linearidade entre os parâmetros e exogeneidade das variáveis juros internacionais e índice de preços internacional e mantendo os sinais da equação (3.18) a função câmbio $e_t(m, y, i^*, p)$ aproxima-se da seguinte equação:

$$e_t = \alpha m_t - \phi y_t + \eta i_t^* - \beta p_t^* + \varepsilon \quad (3.24)$$

onde ε é o erro esperado, que tenta captar a existência de bolhas especulativas no câmbio no Brasil. Tentar-se-á verificar a existência de relações de curto e longo prazo entre o câmbio no Brasil e as variáveis externas juros e nível de inflação, além das variáveis domésticas PIB e oferta de moeda.

3.4 ANÁLISE ECONOMETRICA

3.4.1. DADOS

A taxa de câmbio nominal (e) é o preço médio mensal de um dólar em Reais (R\$ /US\$) e, tendo em vista a adoção do Real em 1994, o período escolhido foi de janeiro de 1995 a junho de 2009. Consideramos a taxa de juros dos EUA (Fed Funds) como uma *proxy* para taxas de juros internacionais (i^*) e o índice de preços no produtor EUA (PPI) (agosto de 2005 = 100), como uma *proxy* para a variação de preços internacionais (p^*). Quanto a oferta de moeda, usamos a base monetária M1, média mensal, que compreende as responsabilidades de liquidez imediata (m). Para o PIB (y), usamos a série mensal do produto interno bruto em valores correntes (em Real) calculado pelo Banco Central do Brasil, com base no PIB trimestral calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e estatística (IBGE). O PIB e a série M1 foram ajustadas sazonalmente usando o Método X12 multiplicativo. Além disso, o PIB foi deflacionado usando o Índice

Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) a partir de Janeiro de 1995. Transformamos todas as variáveis em logaritmos naturais, conforme exigido na equação (8). A amostra final possui 174 observações e os dados são disponibilizados pelo Banco Central.

Além dessas variáveis, incluímos *dummies* de impulso em alguns períodos dos anos 1998, 1999, 2001, 2002 e 2003 para capturar possíveis choques sobre a taxa de câmbio e para capturar a mudança no regime cambial, que em 1999 passou de indexado à flutuante. Portanto, "*dummy3*" abrange o período quando a taxa de câmbio do Brasil passa a ser flutuante: de Janeiro de 1999 até Junho de 2009, seu valor é 1 (flutuante) e, no caso contrário, é 0. Como *dummies* de impulso temos: de dezembro de 1998 até março de 1999 ("*dummy2*"); de novembro a dezembro de 2001 ("*dummy5*"); de agosto de 2002 até fevereiro de 2003 ("*dummy1*"); de dezembro de 2008 até março de 2009 ("*dummy4*"). Essas *dummies* foram usadas principalmente para evitar a os picos graficamente observados na taxa de câmbio.

3.4.2. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

A análise econométrica inicia-se com os testes de raiz unitária, de modo a verificar se as variáveis são ou não estacionárias. Ambos os testes de DF e DF aumentado são criticados por causa da grande distorção dos tamanhos e poder dos testes. Há modificações propostas por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) que superaram esses problemas com o desenvolvimento do teste ADF e de Phillippe-Perron (1988). As modificações usam Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) para remover a tendência dos dados e a seleção do critério de informação de Akaike modificado para escolha do número de defasagens, como proponho por Ng e Perron.

A tabela 3.1 resume os resultados dos testes de raiz unitária para todas as variáveis em nível utilizando o teste de ADF modificado (MADF GLS) e o NG-Perron. Para ambos os testes, foram escolhidos o critério de informação de Akaike modificado para a escolha do número de defasagens com no máximo de 14 defasagens. No último teste, escolhemos a estimação espectral auto-regressiva sem tendência usando o GLS (AR GLS ó sem tendência).

É possível observar que as séries são não estacionárias em nível, para ambos os testes utilizados com constante e com tendência. Como as estatísticas não são significantes a 10%, 5% ou 1% não podemos rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Como todas as séries são não estacionárias em nível, nós procedemos à análise de vetores cointegrantes.

Tabela 3.1. Testes de Raiz Unitária

Variáveis	Modelo	Número de defasagens	MADF-GLS	MZt
<i>e</i>	C	2	-0,17	0,17
<i>e</i>	C,T	2	-0,82	-0,85
<i>m</i>	C	14	0,90	1,24
<i>m</i>	C,T	14	-0,98	-1,10
<i>y</i>	C	2	1,77	1,84
<i>y</i>	C,T	4	-1,53	-1,54
<i>i</i> *	C	11	-1,02	-23,9*
<i>i</i> *	C,T	3	-1,74	-1,98
<i>p</i> *	C	5	0,78	0,69
<i>p</i> *	C,T	5	-1,66	-1,77

Séries em logaritmo natural. δC indica constante, δT indica tendência. (*) significante.

3.4.3. COINTEGRAÇÃO

Os testes de cointegração são utilizados para investigar as relações de longo prazo entre duas ou mais variáveis, como proposto por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988).

Engle e Granger (1987) propuseram uma estimação de uma equação de longo prazo usando MQO no qual o resíduo deve ser estacionário. Primeiramente, precisamos determinar a ordem de integração de cada variável. Se as séries são integradas de ordem diferente, pode-se concluir que elas não são cointegradas. Se os resultados apontam que as variáveis são $I(1)$, o próximo passo, então, é a estimação da equação de longo prazo. No caso de serem cointegradas, a estimação por MQO gera uma estimação consistente dos parâmetros do vetor cointegrante. Desse modo, para determinar a existência de cointegração entre as variáveis, é necessário analisar os resíduos obtidos da estimação OLS. A combinação linear estacionária é verificada caso o resultado dos testes para o resíduo mostrem que este último é estacionário.

O termo de erro contribui para o ajustamento de equilíbrio de longo prazo. Portanto, considerando as variáveis em primeira diferença e adicionando esse termo defasado em um período, temos um modelo de correção de erros. Este processo fornece, também, a velocidade de ajustamento no longo prazo.

É importante observar que a maioria dos modelos cointegrados na literatura econômica foca em casos nos quais as séries possuem uma única raiz unitária. Isto porque as regressões tradicionais são aplicadas quando as variáveis são $I(0)$. Na verdade, um pequeno número de variáveis são integradas de ordem acima de 1. Desse modo, a maior parte dos autores usa a expressão cointegração para mostrar que as séries são integradas de primeira ordem.

A partir da escolha ótima de 2 defasagens, estimamos uma relação auto-regressiva (ADLR) para a taxa de câmbio no Brasil usando o método de mínimos quadrados ordinários

(OLS). Incluímos uma *dummy* na quebra estrutural após 1999 ($\delta dummy3\delta$), uma *dummy* para capturar o choque na taxa de câmbio durante a eleição presidencial em 2003 ($\delta dummy1\delta$), uma *dummy* durante o processo de flutuação cambial ($\delta dummy2\delta$) e outra *dummy* nos meses de novembro de dezembro de 2001¹⁴ ($\delta dummy5\delta$). Após a normalização, em equilíbrio, obtemos a seguinte equação de Engle-Granger:

$$e = 0.016m + 0.43y + 0.05i^* - 1.12p^* + 0.64dummy1 + 0.77dummy2 + 0.78dummy3 - 0.95dummy5 \quad (3.25)$$

A relação auto-regressiva usando OLS permite a extração do resíduo, de forma que podemos aplicá-lo como vetor de correção no curto prazo. Uma vez estacionário, confirmamos que as variáveis são cointegradas como demonstrado na tabela 3.2. Ressalta-se que o teste de raiz unitária aplicado aos resíduos foram o teste DF e os valores críticos são os calculados por Engle e Yoo (1987).

Tabela 3.2. Resultados para o teste de raiz unitária no resíduo

Tipo de resíduo	Estatística DF	Valores críticos a 1%
Constante	-11,56*	-2,6
Tendência e constante	-11,53*	-2,6

*Não há presença de raiz unitária, i.e, é estacionário.

Na seqüência, do modelo geral para específico, estimamos uma regressão via OLS com 10 defasagens para encontrar a relação de curto prazo usando o termo de correção de erro (ECM) e avaliar a dinâmica de curto prazo. A solução estática é tal que:

$$e = 0,012 + 0,13m + 0,39y + 0,16i^* - 2,56p^* - 1,18ECM(-1) \quad (3.26)$$

A análise de curto prazo sugere um efeito diferente do proposto pelo modelo teórico. A idéia é que uma maior oferta de moeda contribui para uma apreciação cambial (sinal negativo)

¹⁴ A *dummy* para o período da crise financeira (Dezembro 2008 à Março 2009) não foi significativa.

no curto prazo, mas que no longo prazo esse efeito é depreciativo. O crescimento do PIB contribui para uma depreciação cambial tanto no curto como no longo prazo. Ambos o preço e a taxa de juros têm uma relação com uma apreciação cambial. Devido à velocidade de ajustamento, qualquer desvio do estado corrente é ajustado rapidamente, com uma meia vida de, aproximadamente, 10 meses.

3.4.4. MÉTODO DOS MOMENTOS GENERALIZADO (GMM)

Hamilton (1994) e Johnston e Dinardo (1997) afirmam que o modelo GMM de Hansen (1982) tem sido útil na estimação de parâmetros em modelos lineares e não lineares. A disseminação desse método tem algumas vantagens sobre os demais como o fato de que o estimador GMM não requerer o processo de distribuição ou a normalidade. O erro padrão é consistente mesmo no caso do erro ser heterocedástico.

A estimação GMM começa pela equalização dos momentos da população original (μ^k) à da amostra (m^k). No método generalizado, estimamos um parâmetro de distribuição substituindo a informação de qualquer momento da população pelo momento amostral. De modo que, ao escolhermos o parâmetro da estimativa, fazemos de forma tal que a relação teórica seja mais satisfeita. A relação teórica é, então, substituída pela estimativa amostral para minimizar a distância ponderada entre os valores teóricos e estimados.

Para a estimação de curto prazo, aplicamos testes no resíduo para verificar a presença de autocorrelação e heterocedasticidade. No teste de correlação de Breusch-Godfrey, conseguimos rejeitar a hipótese nula de autocorrelação (estatística F de 0,24 e probabilidade de 78%). No teste de ARCH não conseguimos rejeitar a hipótese de autocorrelação (estatística F de 9,28 e

probabilidade 0%). Quanto à normalidade, o teste de Jarque-Bera rejeita a presença de normalidade (estatística F de 3 e probabilidade 4%).

Devido aos problemas descritos e à possibilidade de endogeneidade do PIB e M1, aplicamos a regressão usando o GMM com as variáveis defasadas como instrumentos. Os estimadores gerados são robustos e não requerem a informação exata sobre a distribuição de probabilidade nos erros (Moura e Lima, 2007).

Usamos 11 instrumentos¹⁵ e 9 parâmetros, de modo que tivemos 2 restrições de sobre-identificação. Como instrumentos, utilizamos os valores defasados da oferta de moeda e do PIB dos últimos 3 períodos, além das 5 *dummies*.

A equação estimada é a seguinte:

$$e = \begin{matrix} 0,38m & +0,36y & -0,20i^* & -2,33p^* & +0,12dummy1 & -0,2dummy2 & +0,44dummy3 & -0,5dummy4 & -0,14dummy5 \\ (0,19) & (0,13) & (0,09) & (0,7) & (2,68) & (-3,54) & (5,25) & (-2,14) & (-3,69) \end{matrix} \quad (3.27)$$

Na regressão com instrumentos, obtemos uma estatística R ajustado de 0,88 e uma estatística J de 0,0009. Esse último é relevante para avaliar a sobre-identificação na equação (Hansen, 1982). Nesse caso, a estatística J multiplicada pelo número de observações gera uma estatística para testar a hipótese nula de que a sobre-identificação é satisfeita. O valor obtido foi de 0,15, de modo que as condições são satisfeitas.

Os sinais obtidos foram similares à relação de longo prazo obtida na equação (3.25). A regressão por GMM reforça a idéia de efeitos depreciativos sobre o câmbio com o aumento da oferta de moeda e do PIB. A relação entre a taxa de juros e o câmbio foi de apreciação e o maior coeficiente encontrado foi nos preços internacionais, o que pode ter explicação na PPP: quando há um aumento nos preços internacionais, os preços domésticos ficam mais baratos, elevando a demanda por produtos locais e gerando uma apreciação cambial.

¹⁵ Lista de instrumentos: $m(-1)$, $m(-2)$, $m(-3)$, $y(-1)$, $y(-2)$, $y(-3)$, $dummy1$, $dummy2$, $dummy3$, $dummy4$, $dummy5$.

3.4.5. PREVISÃO

Uma vez determinadas as variáveis como cointegradas, usamos a mesma metodologia de Cheung, Chin and Pascual (2005) para realizar um comparação simples na performance de previsibilidade entre o modelo estrutural e o passeio aleatório. Usamos a especificação de correção de erro do modelo teórico como modelo estrutural, pois ele permite a interação de longo prazo das variáveis na previsão. Posteriormente, realizamos a previsão usando o modelo GMM.

De modo a avaliar a acuidade da previsão, usamos o método da razão entre o erro médio quadrático (RMSE) dos modelos estruturais e a dinâmica do passeio aleatório.¹⁶ Um valor menor (maior) que 1 indica uma melhor performance do modelo estrutural (passeio aleatório). A tabela 3.3 resume os resultados, mostrando que os resultados do RMSE para 1, 12 e 18 meses à frente favorecem os modelos estruturais, destacando-se o modelo com correção de erros.

Tabela 3.3. Comparação RMSE

	1 mês	12 meses	18 meses
Modelo estrutural	0,05	0,05	0,04
GMM	0,10	0,10	0,11
Passeio Aleatório	0,88	0,88	0,88

Usando a razão RMSE, o modelo com correção de erro teve uma melhor performance na previsão, seguido da estimação usando o GMM. Contudo, o coeficiente de Theil para a estimação GMM foi menor do que o modelo com correção de erro (média de 0,07 do primeiro contra 0,5 do segundo).

¹⁶ Devido ao passeio aleatório sem drift proposto por Meese e Rogoff (1983).

3.4.6. A TAXA DE CÂMBIO NOMINAL DE EQUILÍBRIO

É possível fazer uma extensão da análise VAR para obter a taxa de câmbio de equilíbrio, o que nos permite fazer uma avaliação da taxa de câmbio para o Brasil. No contexto de VAR cointegrado, nós estimamos o câmbio permitindo apenas que as inovações no componente permanente dos fundamentos afetem as previsões de longo prazo. Isso é possível por causa da propriedade dual entre a matriz C e a matriz Π . As restrições de longo prazo são especificadas em termos dos elementos da matriz e tomam a forma de restrição zero, o que significa que a resposta acumulada da variável i ao choque estrutural na variável j é zero no longo prazo. Essa relação de equilíbrio é exposta ao lado do câmbio nominal, como pode ser visto na figura 3.6 no apêndice 2.

Dos resultados podemos concluir que o câmbio nominal seguiu um caminho semelhante à taxa de câmbio estimada, praticamente não havendo desalinhamento. O maior período de desalinhamento ocorreu durante alguns meses de 2008 e 2009, nos quais o câmbio esteve cerca de 20% valorizado face ao câmbio estimado. Essa valorização foi revertida no começo de 2009, mas voltou a ocorrer nos meses seguintes. Contudo, no geral, o câmbio nominal tem seguido o câmbio de equilíbrio estimado com base nos fundamentos macroeconômicos.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo proposto por Obstfeld e Rogoff (1996) fornece um ponto de partida para a idéia de que a taxa de câmbio é um preço relativo entre moedas. Nós testamos com a moeda brasileira e os resultados obtidos foram bastante intrigantes. Em primeiro lugar, a análise de cointegração sugere que existe interdependência econômica entre as variáveis macroeconômicas e a taxa de câmbio para o caso brasileiro. Podemos observar que, na estimação longo prazo e na estimativa

do GMM, encontrou-se que o crescimento do PIB contribui para uma depreciação da taxa de câmbio, bem como a oferta de moeda. Isto pode ser explicado pelo fato de que o crescimento do PIB, no longo prazo, pode sugerir uma expansão na oferta monetária ou no consumo, o que amplifica o excesso de moeda local no país. Sobre a VEC, o resultado esperado para o PIB, conforme o modelo teórico, é alcançado somente no curto prazo do modelo, indicando que o aumento no PIB aprecia a taxa de câmbio, uma vez que a oferta de moeda não é tão elástica no curto prazo. Contudo, a relação de curto prazo não é teórica, visto que descreve os desvios do caminho de equilíbrio em uma direção.

Em segundo lugar, no que se refere à taxa de juro, não obtivemos o sinal sugerido pela teoria, o que aponta para a necessidade de um exame mais detalhado. Uma observação a ser feita é que o Brasil tem uma das taxas de juros mais altas do mundo, de modo que a variação da taxa de juros de outros países pode não trazer nenhum impacto à taxa de juros nacional. Além disso, a não-existência na literatura de observações empíricas da UIP, como afirmado por Leme e Takami (2003), pode estar causando essa má observação nos dados brasileiros.

Em terceiro lugar, a comparação de modelos de previsão sugere que variáveis macroeconômicas influenciam as taxas de câmbio no Brasil melhor que a abordagem de passeio aleatório. Essa observação sugere que, para trabalhos futuros, outras simulações sejam feitas com dados para outros países em desenvolvimento, uma vez que os estudos anteriores consideraram dados somente dos países desenvolvidos (Meese e Rogoff (1983) e Cheung, Chinn e Pascual (2005)).

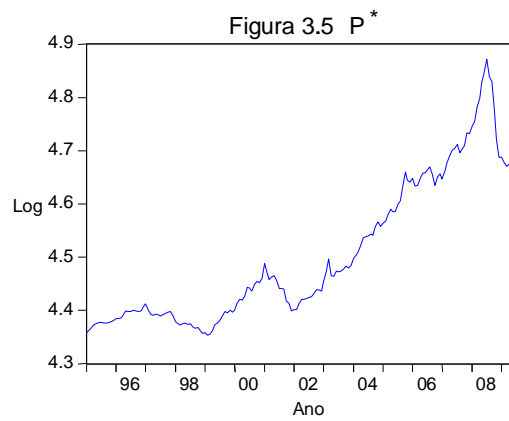
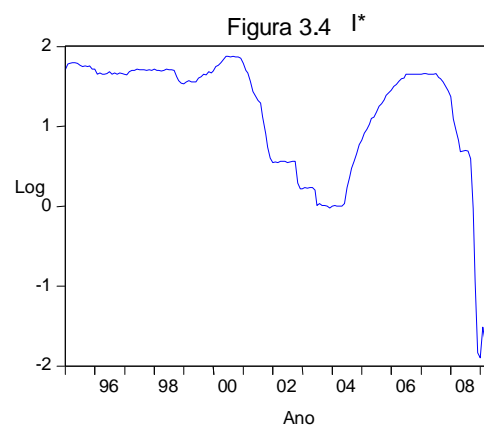
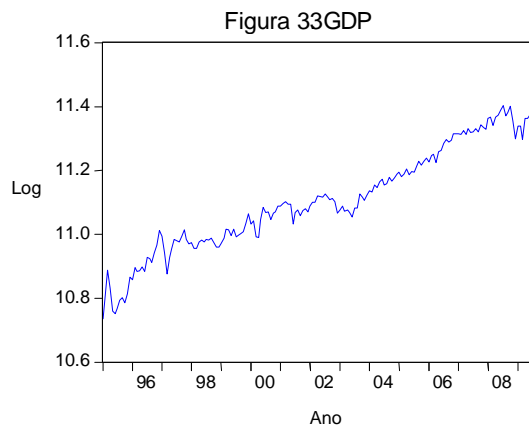
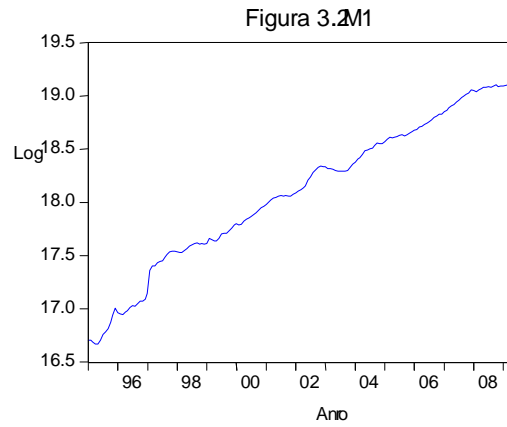
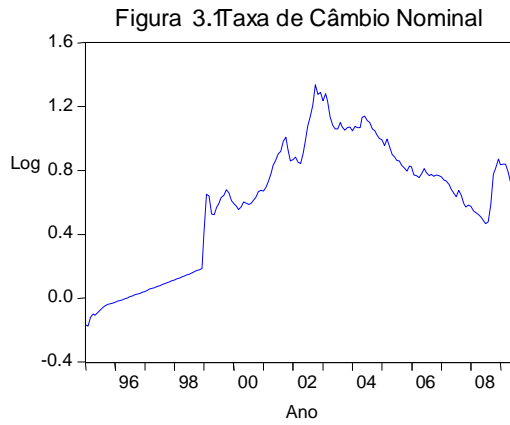
3.6 REFERÊNCIAS DO CAPÍTULO

- Bickerdike, C. F. (1920). The Instability of Foreign Exchanges. *The Economic Journal*, 30(117), 118-122.
- Cagan, P. (1958). The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply. *The Journal of Political Economy*, 66 (4), 303-328.
- Cheung, Y., Chinn, M., Pascual, A.G. (2005). Empirical Exchange Rate of the Nineties: Are any fit do survive?. *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150-1175.
- Dornbusch, R. (1980). *Open Economy Macroeconomics*. New York, Basic Books, Inc. Publishers.
- Elliott, G., Rothenberg, J., Stock, J (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64 (4),813-836.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Engle, R.F., Yoo, B.S. (1987). Forecasting and Testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Ferreira, A., Tullio, G. (2002). The Brazilian Exchange Rate Crisis of January 1999, *Journal of Latin American Studies*, 34(1), 143-164.
- Fleming, J. M. (1962). *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*. IMF Staff Papers nº 9.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey, Princenton University Press.
- Hansen, L.P. (1982). Large Sample Properties of the Generalized Methods of Moments. *Econometrica*, 50, 1029-1054.

- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis on Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johnston, J., Dinardo, J. (1997). *Econometric Methods*. 4th ed, Mc-Graw Hill.
- Meese, R., Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Metzler, L. (1948). *A Survey of Contemporary Economics*. Vol. I, Homewood, IL, Richard D. Irwin, INC.
- Moura, M., Lima, A. (2007). *Empirical Exchange Rate Models Fit: Evidence from the Brazilian Economy*. IBMEC Working Paper, n° 39.
- Muinhos, M., Freitas, P., Araujo, F. (2001). *Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model*. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n°19.
- Muinhos, M., Alves, S., Riella, G. (2003). Modelo Macroeconômico com Setor Externo: Endogeneização do Prêmio de Risco e do Câmbio. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33, 61-89.
- Mundell, R. A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 9 (4), 475-485.
- Ng, S., Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Obstfeld, M., Rogoff, K (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, The MIT Press, Chapter 8.
- Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Robinson, J. (1947). *Essays in the Theory of Employment*. Oxford, Basil Blackwell.

Sarno, L., Taylor, M. (2002). *Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press.

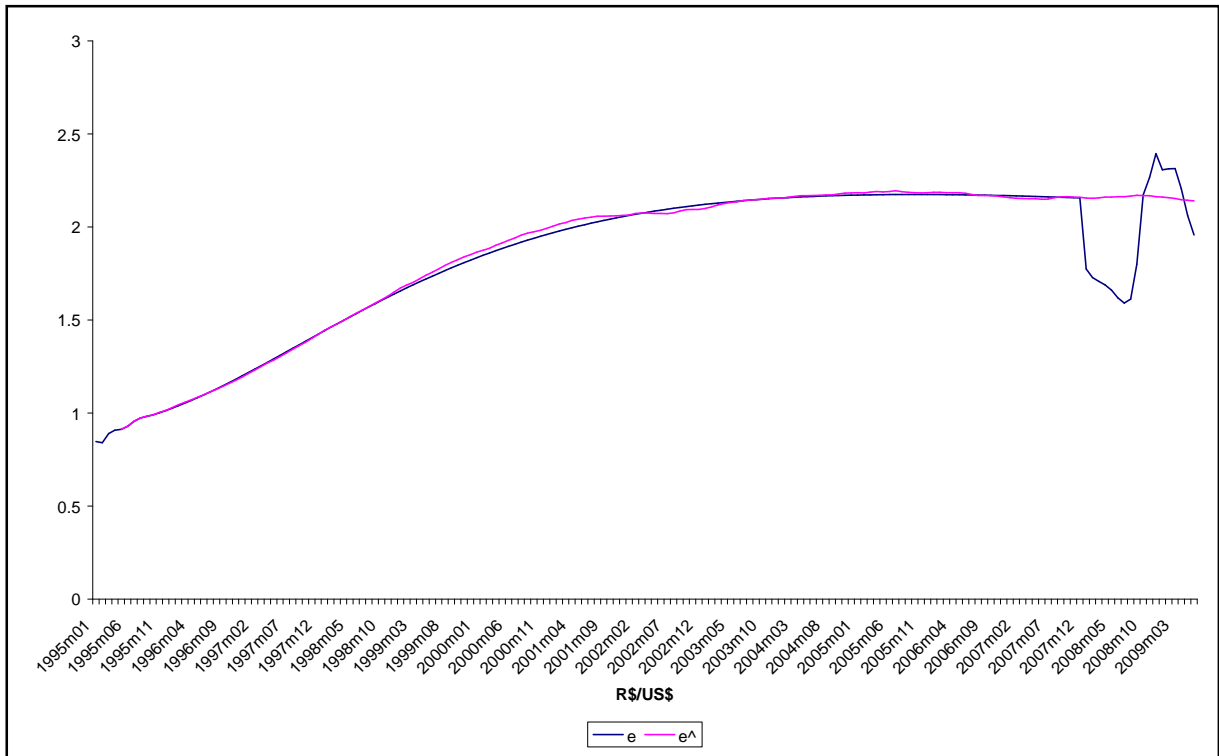
APÊNDICE I



Fonte: Banco Central do Brasil

APÊNDICE II

Figura 3.6. Relação entre o câmbio nominal atual e o de equilíbrio



APÊNDICE III

Tabela 3.4 Medida de Desalinhamento

Período	câmbio atual	câmbio estimado	desalinhamento
1995m05	0.91	0.91	0.00
1995m06	0.93	0.93	0.00
1995m07	0.96	0.96	0.00
1995m08	0.97	0.97	0.00
1995m09	0.98	0.98	0.00
1995m10	0.99	0.99	0.00
1995m11	1.00	1.00	0.00
1995m12	1.01	1.01	0.00
1996m01	1.03	1.03	0.00
1996m02	1.04	1.04	-0.01
1996m03	1.05	1.06	0.00
1996m04	1.07	1.07	0.00
1996m05	1.08	1.08	0.00
1996m06	1.10	1.10	0.00
1996m07	1.11	1.11	0.00
1996m08	1.13	1.13	0.00
1996m09	1.15	1.14	0.00
1996m10	1.16	1.16	0.00
1996m11	1.18	1.18	0.01
1996m12	1.20	1.19	0.01
1997m01	1.22	1.21	0.00
1997m02	1.24	1.23	0.00
1997m03	1.25	1.25	0.00
1997m04	1.27	1.27	0.00
1997m05	1.29	1.28	0.01
1997m06	1.31	1.30	0.00
1997m07	1.33	1.32	0.00
1997m08	1.35	1.34	0.00
1997m09	1.37	1.36	0.00
1997m10	1.39	1.38	0.00
1997m11	1.40	1.40	0.00
1997m12	1.42	1.42	0.00
1998m01	1.44	1.44	0.00
1998m02	1.46	1.46	0.00
1998m03	1.48	1.48	0.00
1998m04	1.50	1.50	0.00
1998m05	1.52	1.52	0.00
1998m06	1.53	1.54	0.00
1998m07	1.55	1.55	0.00
1998m08	1.57	1.57	0.00
1998m09	1.59	1.59	0.00
1998m10	1.61	1.61	0.00
1998m11	1.62	1.63	0.00
1998m12	1.64	1.65	-0.01
1999m01	1.66	1.67	-0.01

1999m02	1.67	1.69	-0.01
1999m03	1.69	1.70	-0.01
1999m04	1.71	1.72	-0.01
1999m05	1.72	1.74	-0.01
1999m06	1.74	1.76	-0.01
1999m07	1.75	1.78	-0.01
1999m08	1.77	1.79	-0.02
1999m09	1.78	1.81	-0.02
1999m10	1.79	1.82	-0.02
1999m11	1.81	1.84	-0.02
1999m12	1.82	1.85	-0.02
2000m01	1.83	1.86	-0.02
2000m02	1.85	1.87	-0.01
2000m03	1.86	1.89	-0.01
2000m04	1.87	1.90	-0.02
2000m05	1.88	1.91	-0.02
2000m06	1.90	1.93	-0.02
2000m07	1.91	1.94	-0.02
2000m08	1.92	1.96	-0.02
2000m09	1.93	1.97	-0.02
2000m10	1.94	1.97	-0.02
2000m11	1.95	1.98	-0.02
2000m12	1.96	1.99	-0.02
2001m01	1.97	2.00	-0.02
2001m02	1.98	2.02	-0.02
2001m03	1.99	2.02	-0.02
2001m04	2.00	2.04	-0.02
2001m05	2.00	2.04	-0.02
2001m06	2.01	2.05	-0.02
2001m07	2.02	2.05	-0.02
2001m08	2.03	2.06	-0.01
2001m09	2.04	2.06	-0.01
2001m10	2.04	2.06	-0.01
2001m11	2.05	2.06	-0.01
2001m12	2.06	2.06	0.00
2002m01	2.06	2.06	0.00
2002m02	2.07	2.07	0.00
2002m03	2.07	2.07	0.00
2002m04	2.08	2.07	0.00
2002m05	2.09	2.07	0.01
2002m06	2.09	2.07	0.01
2002m07	2.10	2.07	0.01
2002m08	2.10	2.08	0.01
2002m09	2.10	2.09	0.01
2002m10	2.11	2.09	0.01
2002m11	2.11	2.09	0.01
2002m12	2.12	2.09	0.01
2003m01	2.12	2.10	0.01
2003m02	2.13	2.11	0.01
2003m03	2.13	2.12	0.00

2003m04	2.13	2.13	0.00
2003m05	2.14	2.13	0.00
2003m06	2.14	2.13	0.00
2003m07	2.14	2.14	0.00
2003m08	2.14	2.14	0.00
2003m09	2.15	2.15	0.00
2003m10	2.15	2.15	0.00
2003m11	2.15	2.15	0.00
2003m12	2.15	2.16	0.00
2004m01	2.16	2.16	0.00
2004m02	2.16	2.16	0.00
2004m03	2.16	2.16	0.00
2004m04	2.16	2.17	0.00
2004m05	2.16	2.17	0.00
2004m06	2.16	2.17	0.00
2004m07	2.17	2.17	0.00
2004m08	2.17	2.17	0.00
2004m09	2.17	2.17	0.00
2004m10	2.17	2.18	0.00
2004m11	2.17	2.18	-0.01
2004m12	2.17	2.18	-0.01
2005m01	2.17	2.18	-0.01
2005m02	2.17	2.18	-0.01
2005m03	2.17	2.19	-0.01
2005m04	2.17	2.19	-0.01
2005m05	2.17	2.19	-0.01
2005m06	2.17	2.19	-0.01
2005m07	2.17	2.19	-0.01
2005m08	2.17	2.19	-0.01
2005m09	2.17	2.19	-0.01
2005m10	2.17	2.18	0.00
2005m11	2.17	2.18	0.00
2005m12	2.17	2.18	0.00
2006m01	2.17	2.19	-0.01
2006m02	2.17	2.19	-0.01
2006m03	2.17	2.18	0.00
2006m04	2.17	2.18	0.00
2006m05	2.17	2.18	0.00
2006m06	2.17	2.18	0.00
2006m07	2.17	2.17	0.00
2006m08	2.17	2.17	0.00
2006m09	2.17	2.17	0.00
2006m10	2.17	2.17	0.00
2006m11	2.17	2.17	0.00
2006m12	2.17	2.16	0.00
2007m01	2.17	2.16	0.01
2007m02	2.17	2.15	0.01
2007m03	2.17	2.15	0.01
2007m04	2.17	2.15	0.01
2007m05	2.16	2.15	0.01

2007m06	2.16	2.15	0.01
2007m07	2.16	2.15	0.01
2007m08	2.16	2.16	0.00
2007m09	2.16	2.16	0.00
2007m10	2.16	2.16	0.00
2007m11	2.16	2.16	0.00
2007m12	2.16	2.16	0.00
2008m01	1.77	2.16	-0.18
2008m02	1.73	2.15	-0.20
2008m03	1.71	2.16	-0.21
2008m04	1.69	2.16	-0.22
2008m05	1.66	2.16	-0.23
2008m06	1.62	2.16	-0.25
2008m07	1.59	2.16	-0.26
2008m08	1.61	2.17	-0.26
2008m09	1.80	2.17	-0.17
2008m10	2.17	2.17	0.00
2008m11	2.27	2.17	0.05
2008m12	2.39	2.16	0.11
2009m01	2.31	2.16	0.07
2009m02	2.31	2.16	0.07
2009m03	2.31	2.15	0.07
2009m04	2.21	2.15	0.03
2009m05	2.06	2.14	-0.04
2009m06	1.96	2.14	-0.09

4. TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO NA AMÉRICA LATINA E NA ÁSIA: UMA COMPARAÇÃO USANDO VETOR COINTEGRADO

4.1 INTRODUÇÃO

A crise financeira que abalou o mundo em 2008 levantou questionamentos sobre a manipulação, por governos, das taxas de câmbio, cujo termo cunhado foi a *ôguerra cambial*. A questão sobre a existência ou não de desvalorizações cambiais propositais de modo a obter maior competitividade demanda estudos que compare as moedas de cada país e avaliem a que ponto a diferença entre as taxas de câmbio nominais pode estar causando desequilíbrios a nível mundial.

O objetivo deste artigo, portanto é encontrar uma taxa de câmbio nominal de equilíbrio de longo prazo entre alguns países latino-americanos e asiáticos, usando o modelo monetário de preços flexíveis descrito em Obstfeld e Rogoff (1996). Neste modelo, os preços nominais são perfeitamente flexíveis e eles imediatamente ajustar para equilibrar os mercados de bens e ativos. Apesar do fato de que alguns países da amostra mantêm preços regulamentados, a análise é feita em uma base de longo prazo em que mesmo esses preços regulamentados ainda são ajustados dentro de alguma frequência. Este modelo também fornece um ponto de partida para pensar sobre taxas de câmbio nominais como preços relativos entre diferentes moedas.

O desenvolvimento de novos métodos econométricos e a disponibilidade de dados têm estimulado um grande número de trabalhos empíricos sobre taxas de câmbio (Sarno e Taylor, 2002). Assim, este trabalho usa uma análise de cointegração em painel para verificar a existência de um vetor de cointegrados para países da Ásia e da América Latina e também para estimar o vetor que captura a taxa de câmbio de longo prazo que verifique o equilíbrio entre as duas regiões. Em antecipação, verificou-se que, para manter o equilíbrio, a taxa de câmbio nominal equilibrada entre a Ásia e América Latina, a taxa de câmbio nominal na Ásia deve ser apreciada em 8%.

Após esta introdução, seção 4.2 faz uma breve revisão da literatura recente sobre modelos monetários de taxas de câmbio e a seção 4.3 explica o modelo teórico. A seção 4.4 descreve a análise empírica, explicando os dados utilizados, os resultados dos testes de raiz unitária em painel e dos testes de cointegração em painel. Esta seção também mostra a taxa de câmbio estimada usando o método de mínimos quadrados ordinários dinâmico (DOLS) que permite a possibilidade de correlação serial e endogeneidade. A seção 4.5 conclui e avalia as políticas que podem ser usadas para manter a taxa de câmbio de equilíbrio entre os países.

4.2 REVISÃO DA LITERATURA

A abordagem monetária para a taxa de câmbio emergiu como o modelo predominante com o início das taxas de câmbio flutuantes na década de 1970 (Taylor, 1995). O modelo começa a partir da definição da taxa de câmbio como o preço relativo das duas moedas e tenta obter o preço relativo em termos da oferta relativa e demanda entre essas divisas. A coleta de dados de países independentes com taxas flutuantes permitiu a proliferação de vários estudos empíricos, como Bilson (1978), Hodrick (1978) e Putnan e Woodburry (1980), que encontraram evidências favoráveis para os modelos monetários de preço flexíveis.

Modelos monetários de determinação da taxa de câmbio nominal foram importantes para a economia internacional na década de 1970 e eles continuam a constituir uma parte importante dos atuais modelos de macro internacional. A abordagem monetarista apresenta bons resultados na análise empírica dentro da amostra (in-sample). No entanto, esses modelos receberam duras críticas após o trabalho seminal de Meese e Rogoff (1983). Usando um conjunto de dados de países industriais no período pós Bretton Woods, os autores mostraram que um modelo simples de passeio aleatório tinha mais poder preditivo na análise fora da amostra (out-of-sample) do que

os modelos monetários, mesmo quando as realizações futuras das variáveis explicativas nos modelos monetários foram usadas para gerar previsões out-of-sample. Outros autores, em seguida, tentaram derrubar os resultados obtidos por Meese e Rogoff, mas outros resultados promissores acabaram por se tornarem frágeis diante da consistência obtida anteriormente e a literatura manteve-se pessimista sobre a relação entre as taxas de câmbio e fundamentos monetários (Frankel e Rose, 1995; Rogoff, 1999, Sarno e Taylor, 2002).

Um recente ressurgimento de trabalhos empíricos tem buscado avaliar os modelos de taxa de câmbio usando novos métodos de avaliação na amostra e fora dela. Por exemplo, Rogoff (2007) reconhece que a maior disponibilidade de dados e o desenvolvimento do sistema financeiro podem ter contribuído para um melhor desenvolvimento dos modelos estruturais. O autor ainda destaca que, no caso de países em desenvolvimento, um modelo de passeio aleatório pode não ser o modelo mais eficiente para explicar as variações cambiais.

Com os avanços da econometria de dados não estacionários, a análise na amostra fez com que surgisse uma nova linha de análise com base na cointegração, de modo a verificar o relacionamento de longo prazo entre a taxa de câmbio e os fundamentos macroeconômicos. Os resultados obtidos para a cointegração foram mistos, dependendo do país observado e da amostra utilizada. Por exemplo, MacDonald e Taylor (1993) fornecem evidências favoráveis para a existência de cointegração entre as taxas de câmbio nominais e os fundamentos monetários para a relação entre o dólar americano e o marco alemão. Rapach e Wohar (2002) usam dados de 14 países industriais que abrangem 115 anos (1880-1995) e encontram evidências da existência de cointegração para 8 dos 14 países analisados. Trabalhos mais recentes centram-se sobre a análise de painel cointegrante para aproveitar o maior poder estatístico de obter várias taxas de câmbio e fundamentos macroeconômicos de diversos países. Husted e MacDonald (1998) encontraram

evidências de relações cointegrantes em um conjunto de dados em painel para o dólar, o marco alemão e o yen japonês usando dados anuais a partir da adoção do regime cambial flutuante. Motivados pela idéia de cointegração entre as variáveis, a análise *out-of-sample* recente examina se o desvio atual da taxa de câmbio do seu equilíbrio de longo prazo é útil para a previsão do caminho futuros da taxa de câmbio (Mark (1995), Mark e Sul, 2001).

Cerra e Saxena (2010) fazem uma revisão da falha dramática dos modelos monetários em explicar as variações cambiais e, usando dados de 98 países, as autoras encontraram fortes evidências de cointegração entre as taxas de câmbio nominais e fundamentos monetários. Elas também encontraram evidências de que modelos baseados em fundamentos macroeconômicos foram mais sucedidos na análise fora da amostra, inclusive superando o modelo baseado no passeio aleatório. As autoras afirmam que a literatura anterior ignorou as informações fornecidas por um grande conjunto de países porque havia uma crença de que o regime de taxa de câmbio para muitos países não-industriais era fixo. No entanto, elas argumentam que a mistura de regimes cambiais na amostra em painel não é mais um problema para a literatura existente, primeiro por causa da alta frequência em que países passaram a ajustar suas bandas nas décadas recentes e, segundo, porque pode ser verificada uma maior flexibilidade cambial quando a análise é feita com uma ampla amostra de países do que para apenas países industrializados.

Como se pode ver, o uso de cointegração em painel tem recebido grande atenção na literatura internacional. Um motivo é o aumento de séries de dados e maior corte transversal do tempo. Apesar disso, muitos estudos falharam em rejeitar a hipótese de não haver cointegração, mesmo quando sugerida pela teoria. De acordo com Westerlund (2007) uma possível explicação é que os trabalhos anteriores foram baseados em testes de resíduos que exigem que as variáveis de longo prazo sejam iguais as de curto prazo. O autor, portanto, sugere um teste com base

estrutural para verificar a existência de cointegração em painel. Portanto, esse teste será usado neste trabalho.

Finalmente, após verificada a existência de cointegração, é necessário estimar a relação cointegrante. Novos estudos concluíram que o método MQO é um estimador superconsistente dos coeficientes de variáveis cointegradas. Novos métodos foram desenvolvidos para resolver esse problema, tais como a análise de MQO dinâmico (DOLS). Uma abordagem alternativa seria a estimativa por correção de erro mas, no geral, vetores de correção de erro não são viáveis para painéis com muitos países devido ao grande número de parâmetros. O método de média em grupo do OLS dinâmico usa o estimador DOLS para a média de grupo de Stock e Watson (1993) no qual as variáveis em *lead* e defasadas são utilizadas para corrigir para endogeneidade e correlação serial.

4.3 MODELO TEÓRICO

Obstfeld e Rogoff (1996) descrevem um modelo discreto de demanda por moeda e o aplicam à equação de oferta de moeda incluindo as hipóteses de PPP e UIP. Considere a seguinte equação:

$$m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + \phi y_t$$

(4.1)

na qual m_t é o log da oferta nominal de moeda no tempo t , p_t é o log do índice de preço em t , η é a demanda semielástica por ativos reais em termos da inflação esperada, i_{t+1} é a taxa de juros nominal no tempo $t+1$ e y_t é o log do PIB real. Da hipótese de UIP encontramos que o diferencial de juros entre países ocorre de acordo com o movimento de moedas:

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + E_t e_{t+1} - e_t \tag{4.2}$$

na qual i_{t+1}^* é a taxa de juro dos títulos em moeda estrangeira (a qual chamaremos de õtaxa de juro internacional) e o diferencial $E_t e_{t+1} - e_t$ representa a diferença entre o valor esperado da taxa de câmbio nos tempos $t+1$ e t .

A hipótese de paridade descoberta (UIP) com previsão perfeita pelos agentes ocorre devido à suposição da inexistência de arbitragem. No longo prazo, assumimos a paridade de poder de compra (PPP) e, substituindo i_{t+1} e usando a equação $e = \frac{p}{p^*}$ em (1), temos:

$$(m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) - e_t = -\eta (E_t e_{t+1} - e_t) \quad (4.3)$$

A solução para a taxa de câmbio, com as hipóteses de PPP e UIP no tempo t é:

$$e_t = \frac{1}{1 + \eta} (m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\eta}{\eta + 1} e_{t+1} \quad (4.4)$$

E no próximo período ($t+1$):

$$e_{t+1} = \frac{1}{1 + \eta} (m_{t+1} - \phi y_{t+1} + \eta i_{t+2}^* - p_{t+1}^*) + \frac{\eta}{\eta + 1} e_{t+2} \quad (4.5)$$

Substituindo (4) em (3) conseguimos um resultados com 2 períodos :

$$e_t = \frac{1}{1 + \eta} (m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\eta}{\eta + 1} \left(\frac{1}{1 + \eta} (m_{t+1} - \phi y_{t+1} + \eta i_{t+2}^* - p_{t+1}^*) + \frac{\eta}{\eta + 1} e_{t+2} \right) \quad (4.6)$$

Com s interações, encontramos a equação da taxa de câmbio em um processo estocástico:

$$e_t = \frac{1}{1 + \eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1 + \eta} \right)^{s-t} E_t (m_s - \phi y_s + \eta i_{s+1}^* - p_s^*) \quad (4.7)$$

A equação (4.7) mostra uma relação positiva entre a oferta de moeda e a taxa de câmbio, o que implica em depreciação, e uma relação negativa entre o PIB e a taxa de câmbio. Isso pode

ser justificado pela idéia de que o aumento no produto aumenta a demanda por moeda que, uma vez fixa devido à estratégia de política monetária, faz com que os preços externos caiam em relação aos internos, causando uma apreciação cambial.

Neste trabalho, portanto, verificaremos a relação de longo prazo para a equação (4.7) para 14 países da América Latina e Ásia, usando dados trimestrais desde o 1º trimestre de 1999 ao 1º trimestre de 2010. Supomos linearidade entre os parâmetros e exogeneidade do juro internacional e dos preços internacionais de modo que a taxa de câmbio seja uma função $e_t(m, y, i^*, p^*)$:

$$e_{it} = \alpha m_{it} - \phi y_{it} + \eta i_{it}^* - \beta p_{it}^* + \varepsilon \quad (4.8)$$

Com ε sendo o termo de erro aleatório

4.4 ANÁLISE EMPÍRICA

4.4.1. DADOS

O conjunto de dados contém dados trimestrais desde o primeiro trimestre de 1999 até o primeiro trimestre de 2010 para 14 países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, da América Latina, e; China, Indonésia, Hong Kong, República da Coreia, Japão, Malásia e Tailândia, da Ásia. Os países foram escolhidos em conformidade com a frequência e a disponibilidade de dados no período, uma vez que um dos objetivos do trabalho foi avaliar as taxas de câmbio no período recente e foi necessário obter séries de tempo suficiente para fins de estimativa. Os dados sobre taxas de câmbio nominais, moeda (ou seja, a base monetária) e produto (PIB) foram retirados as estatísticas financeiras internacionais do FMI. As taxas de câmbio utilizadas foram as de valor médio de período usando o dólar como numerário (ou seja,

moeda local por dólar). O PIB dos países em moeda local foram deflacionados usando o respectivo deflator do PIB.

Para a oferta de moeda foi usada base monetária como *proxy*, tal como referido em Obstfeld e Rogoff (1996). O índice de preços ao consumidor (CPI)¹⁷ dos Estados Unidos e a taxa dos fundos federais (*fed funds*) foram usadas como proxies para os preços internacionais e taxa de juro internacional. O conjunto de dados obtidos formou um forte painel equilibrado de 14 países, de modo que foram obtidas 630 observações. Os dados de moeda e PIB foram deflacionados usando a CPI da cada país e usou-se a suavização sazonal de Holt-Winters foi usado para extrair sazonalidade. Apêndice 1 mostra os movimentos no PIB, a base monetária e a taxa de câmbio para 14 países. Apesar da expansão da base monetária na maioria dos países, as taxas de câmbio têm se apreciado nos últimos anos, seguido por um crescimento do PIB deflacionado.

4.4.2. ESTIMAÇÃO

4.4.2.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM PAINEL

Cointegração reflete uma relação de longo prazo entre dados não estacionários. Desse modo, devemos verificar, primeiramente, se a taxa de câmbio nominal e os fundamentos monetários são não estacionários., i.e., se são integrados de ordem (1). Testamos cada uma das variáveis para verificar a raiz unitária.

Levin, Lin e Chu (2002) e Im, Pesaran e Shin (2003) desenvolveram testes de raiz unitária em painel que permitem a dinâmica de heterogeneidade. A forma básica do teste é a seguinte:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \alpha_i + \mu_{it} + \eta_{it}$$

¹⁷ Na regressão foram testados ambos PPI e CPI; este último apresentou resultados mais significativos. Além disso, em termos de PPP, o índice representa melhor a sensibilidade de preços junto aos consumidores.

na qual μ_{it} representa a dinâmica de curto prazo:

$$\mu_{it} = \sum_k^K \phi_k \Delta y_{i,t-k} \quad (4.9)$$

A hipótese nula é que a série de dados de cada país contém uma raiz unitária. Isto é, $H_0 : \rho = 0$. Sob a hipótese alternativa de estacionariedade, o coeficiente comum é negativo para todos os países, i.e., $\rho_i = \rho < 0, \forall i$. Levin, Lin, e Chu (LLC) aplicam essa hipótese na para verificar a existência de raiz unitária ou não. Alternativamente, Im, Pesaran, e Shin (IPS) e os testes de Fisher-ADF e Fisher-PP desenvolvem um teste para a média do grupo que permite heterogeneidade, mesmo no caso de haver coeficientes auto regressivos, relaxando a forte hipótese alternativa do teste LLC.

Todas as variantes dos testes de raiz unitária em painel aplicados à taxa de câmbio e aos fundamentos macroeconômicos são mostradas na tabela 4.1. A hipótese nula de raiz unitária é rejeitada somente para valores muito negativos. Todos os valores obtidos foram positivos, de modo que não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária. A hipótese nula de raiz unitária no preço internacional foi rejeitada em 2 estatísticas: no teste LLC e ADF Fischer. De uma maneira geral, portanto, prepondera a evidência de que as variáveis são não estacionárias e podem estar integradas.

Tabela 4.1. Testes de Raiz Unitária em Painel

	ER	Moeda	PIB	I*	P*
Levin, Lin & Chu	-0,640	-0,067	2,627	2,317	-3,726
IPShin	0,456	0,255	2,663	1,536	-2,504
ADF Fisher	15,844	51,289	0,427	5,882	27,937
PP Fischer	18,654	29,241	0,875	1,843	21,983

Permitindo efeito fixo individual com exceção de P*. Número de defasagens com seleção automática baseado no Critério de Akaike Modificado. **10%.

4.4.2.2. TESTES DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL

Tendo encontrado forte evidência de que as taxas de câmbio e fundamentos são não estacionários, foram realizados testes de cointegração para avaliar o relacionamentos de longo prazo entre eles. Se um conjunto de variáveis é cointegrado, os resíduos da equação cointegrante devem ser estacionários. Assim, a hipótese nula de não cointegração dos testes em painel são essencialmente testes de raiz unitária em painel aplicados para os resíduos estimados das regressões cointegrantes. Assim, o primeiro passo para o teste de cointegração é estimar a equação cointegrante. Como o método de mínimos quadrados é um estimador de superconsistente dos valores dos coeficientes, é suficiente estimar cada equação por OLS nessa primeira fase. Naturalmente, os erros padrão nos coeficientes podem ser inválidos em algumas circunstâncias, mas eles não são necessários para o teste de cointegração. É necessário somente estimar a equação e obter os resíduos. Em seguida, a segunda etapa do teste de cointegração é fazer uma versão em painel dos testes de Dickey Fuller Aumentado (ADF) nos resíduos. Estima-se a equação abaixo:

$$\Delta \mathcal{M}_{it} = \rho \mathcal{M}_{i,t-1} + \sum_j^p \phi_{ij} \Delta \mathcal{M}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4.10)$$

onde i é o país e t o ano. O teste unilateral na hipótese nula é conduzido, no qual o parâmetro de ajustamento de equilíbrio de longo prazo $= 0$, é analisado contra a hipótese alternativa que < 0 . Realizamos o teste sugerido por Pedroni (1999, 2004), o qual permite heterogeneidade no parâmetro de ajustamento. Os testes em painel (*pooled*) assumem apenas um coeficiente auto regressivo comum nos resíduos, enquanto os testes de média em grupo relaxam essa restrição. Para os testes agrupados e de média de grupo, o teste de rho semi-paramétrico, o teste da estatística t (como em Phillips-Peron, 1998) e o teste t paramétrico (análogo às regressões ADF) estão disponíveis. A estatística não paramétrica da razão da variância em painel (*pooled*) (análogo à estatística de variância de Phillips-Ouliaris) também está disponível. Por fim, o teste de Kao segue a mesma abordagem dos testes de Pedroni, mas especifica interceptos para cada *cross-section* e coeficientes homogêneos no primeiro estágio dos regressores.

Westerlund (2007) propõe quatro novos testes em painel partindo da hipótese nula de não cointegração. Os testes baseiam-se na dinâmica estrutural em vez da residual e, portanto, não impõem qualquer restrição de fator comum. Os testes propostos são extensões para painel daqueles propostos no âmbito de série de tempo por Banerjee, Dolado e Mestre (1998). Esses testes são projetados para testar a hipótese nula inferindo se o termo de correção de erro em um modelo de correção de erro condicional é igual a zero. Se a hipótese nula de nenhum termo de correção de erro ser rejeitado, a hipótese nula de não cointegração também será rejeitada. Cada teste é capaz de acomodar a dinâmica de curto prazo para cada i específico, incluindo os termos de erro serialmente correlacionados, regressores não estritamente exógenos, termos de intercepto e tendência para cada i específico e parâmetros específicos do coeficiente individual. Dois testes foram criados para testar a hipótese alternativa que o painel é cointegrado como um todo, enquanto os outros dois testam a alternativa que há pelo menos um item cointegrado.

A tabela 4.2 apresenta os resultados para os testes de cointegração de Kao, Pedroni e Westerlund para o painel. A hipótese nula para todos os testes é que os resíduos dos vetores cointegrantes contêm raízes unitárias, não implicando nenhuma cointegração. A hipótese nula de não cointegração foi rejeitada para o teste de Kao e para 6 das 7 estatísticas dos testes de Pedroni. No teste Westerlund, 2 estatísticas rejeitam a hipótese nula de não cointegração, sendo aqueles com as estatísticas t, que usam o erro-padrão em vez do erro comum. Assim, em geral rejeitamos raízes unitárias nos resíduos dos vetores cointegrantes, que é o mesmo como encontrar provas fortes para cointegração entre as taxas de câmbio, moeda, PIB, taxa de juro internacional e preço internacional.

Tabela 4.2. Teste de Cointegração em Painel

Teste de Cointegração de Resíduo de Kao*			
<i>ADF</i>	-1,660 (0,0484)		
Teste de Cointegração de Resíduo de Pedroni**			
<i>Painel estatística v</i>	<i>Painel estatística</i>	<i>Painel estatística</i>	<i>Painel estatística</i>
	<i>PP</i>	<i>rho</i>	<i>ADF</i>
-1,982 (0,059)	2,060 (0,047)	2,754 (0,009)	0,962 (0,251)
<i>Grupo estatística</i>	<i>Grupo estatística</i>	<i>Grupo estatística</i>	
<i>rho</i>	<i>PP</i>	<i>ADF</i>	
3,188 (0,002)	1,760 (0,084)	1,525 (0,124)	
Teste de Cointegração de Westerlund***			
<i>Grupo t</i>	<i>Grupo a</i>	<i>Painel t</i>	<i>Painel a</i>
-3,005 (0,014)	-6,618 (0,999)	-9,498 (0,089)	-4,886 (0,985)

* Sem tendência determinística, 2 defasagens automáticas usando o Critério de Informação de Schwarz.

** Sem tendência e constant determinística, critério automático de Informação de Schwarz com um máximo de 9 defasagens.

*** Teste com constante, sem tendência, um lead e uma defasagem.

4.4.2.3. ESTIMAÇÃO DE LONGO PRAZO

Na seção anterior, encontramos que as taxas de câmbio e os fundamentos monetários são cointegrados, mas também estamos interessados em estimar os coeficientes do vetor cointegrante, especialmente para verificar as disparidades regionais das taxas de câmbio.

Como já dito, o MQO é um estimador consistente dos coeficientes das variáveis cointegradas. Contudo, os erros padrão do MQO são viesados e, portanto, inválidos para a teste de hipótese em condições de correlação serial e endogeneidade. Outros métodos foram desenvolvidos para resolver esses problemas. Nós empregamos o MQO dinâmico (DOLS)

proposto por Christiansen et al (2009). Sob a suposição de I(1) variáveis cointegradas, o método DOLS com efeito fixo fornece $\hat{\theta}$ a partir dos coeficientes das variáveis em nível $\hat{\theta}$ uma estimativa de uma relação de cointegrante de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e os fundamentos monetários. Como parte da especificação do DOLS, para complementar as variáveis em níveis, podemos introduzir variáveis diferenciadas do lado direito da equação e, devido ao tamanho da amostra, um lead e um lag dos itens diferenciados corrigir a endogeneidade e a correlação serial.

A tabela 4.3 fornece os resultados do estimador DOLS para o vetor cointegrante. Estimam-se quatro modelos: o primeiro contendo todos os países da amostra; o segundo contendo apenas países da América Latina; o terceiro contendo apenas países na Ásia; e um último modelo contendo todos os países e uma *dummy* regional para captar o impacto regional sobre a taxa de câmbio nominal de equilíbrio de longo prazo entre a América Latina e a Ásia.

Tabela 4.3. Resultado do Painel com MQO Dinâmico usando efeito fixo

Variáveis	Todos	América Latina	Ásia	Dummy Regional
Y	-0,0105 (0,576)	-0,0315 (0,061)	0,0207 (0,173)	-0,0105 (0,576)
Money	-0,0073 (0,460)	-0,0043 (0,689)	-0,0123 (0,360)	-0,0073 (0,460)
I*	-0,0252 (0,062)	-0,0634 (0,009)	0,0063 (0,574)	-0,0251 (0,062)
P*	-0,2949 (0,001)	-0,5654 (0,000)	-0,0456 (0,457)	-0,2949 (0,001)
Dummy_Asia	-	-	-	8,4340 (0,000)
Constante	1,7342 (0,001)	2,6353 (0,000)	8,8864 (0,000)	1,7342 (0,001)

(P-valores em parênteses)

O modelo teórico da equação (8) admite que o aumento na oferta de moeda e na taxa de juro internacional estão associados com uma depreciação da taxa de câmbio, ao mesmo tempo em

que um aumento do PIB e dos preços internacionais estão associados uma apreciação da taxa de câmbio. Estes dois últimos são explicados pelo fato de que um aumento do PIB atrai um maior fluxo de capital estrangeiro e gera uma maior procura por moeda local. Um aumento nos preços internacionais altera a demanda por produtos locais, causando uma apreciação na moeda local.

Um aumento do PIB está associado com a apreciação da taxa de câmbio nominal em todos os modelos, com exceção para os países asiáticos. Na América Latina, está associado a uma apreciação de 0,03% e o coeficiente não é rejeitado. Oferta de moeda, por sua vez, está associada a uma apreciação da taxa de câmbio; no entanto, foi rejeitado o coeficiente para todos os modelos. O mesmo efeito está associado com um aumento na taxa de juro internacional, para o qual esperava-se um sinal oposto. Este último pode ser explicada pelo efeito dos diferenciais de taxas de juro entre países, uma vez que a maioria dos países analisados tem mantido taxas de juros bem maiores do que os Fed Funds durante o período. Assim, mesmo em um aumento da taxa de juro de fundos do Fed, o fluxo de capitais para países emergentes foi maior do que para os EUA, assim a distorção.

Os preços internacionais foram altamente significativos para a América Latina e o modelo inteiro em geral e associado a uma apreciação da taxa de câmbio. Ainda na Ásia, onde não foi significativo, o sinal foi associado com o modelo teórico. O coeficiente foi bem superior para a América Latina, o que pode ser atribuído ao menor controle e regulação de preços, se compararmos a região com a Ásia.

A *dummy* para a Ásia foi usada para comparar o efeito das políticas monetárias na região com a dos países da América Latina. O que se pode observar é que a região, por si só, está associada a uma desvalorização de 8% de sua moeda local, comparada com a países da América Latina. Isso significa que, ao olharmos para a taxa de câmbio nominal de longo prazo, para que

outros países mantenham o equilíbrio, ou as moedas da América Latina devem estar 8% mais depreciadas ou as moedas asiáticas deverão estar 8% mais apreciadas. Para ilustrar, supomos que em um dos países da América Latina a relação entre a moeda local e o dólar seja de 1,6 LC / US\$, uma depreciação de 8% para voltar ao equilíbrio traria a moeda para um valor de 1.72 LC / US\$.

Destaca-se que não está sendo dito que cada país deve promover a sua própria valorização/desvalorização cambial. Na verdade, as variáveis do modelo monetário têm sido associadas uma apreciação da taxa de câmbio em todos os países observados. Isso está esclarecido se um observa que ambas as regiões receberam uma grande quantidade de fluxo de capital e investimento internacional durante o período analisado. No entanto, uma política monetária mais flexível na Ásia deveria estaria gerando um efeito apreciativo mais pronunciado em sua taxa de câmbio do que ele foi capturado pelo modelo.

4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O desenvolvimento de novos métodos econométricos e a disponibilidade de dados têm estimulado um grande número de trabalhos empíricos sobre taxas de câmbio (Sarno e Taylor, 2002). Este trabalho teve como objetivo verificar a existência de um equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio nominal de alguns países latino-americanos e asiáticos, usando o modelo monetário de preços flexíveis. Neste modelo, os preços nominais são perfeitamente flexíveis e eles imediatamente se ajustam para equilibrar os mercados de produtos e de fatores.

Verificou-se, usando os testes de cointegração em painel, que os fundamentos monetários são cointegrados com a taxa de câmbio nominal. A análise foi feita em uma estimativa de longo

prazo usando DOLS e pode-se observar que as variáveis do modelo monetário têm sido associadas a uma apreciação da taxa de câmbio em todos os países analisados.

A *dummy* para a Ásia foi usada para comparar o efeito das políticas monetárias da região com a de países da América Latina. Pode-se observar que a região por si só está associada a uma desvalorização de 8% de sua moeda local, comparada com países da América Latina. Para ilustrar, supondo uma das moedas da América Latina tem um valor 1,6 u.m./ US\$, uma depreciação de 8% traria a moeda para um valor de 1. 72 LC / US\$.

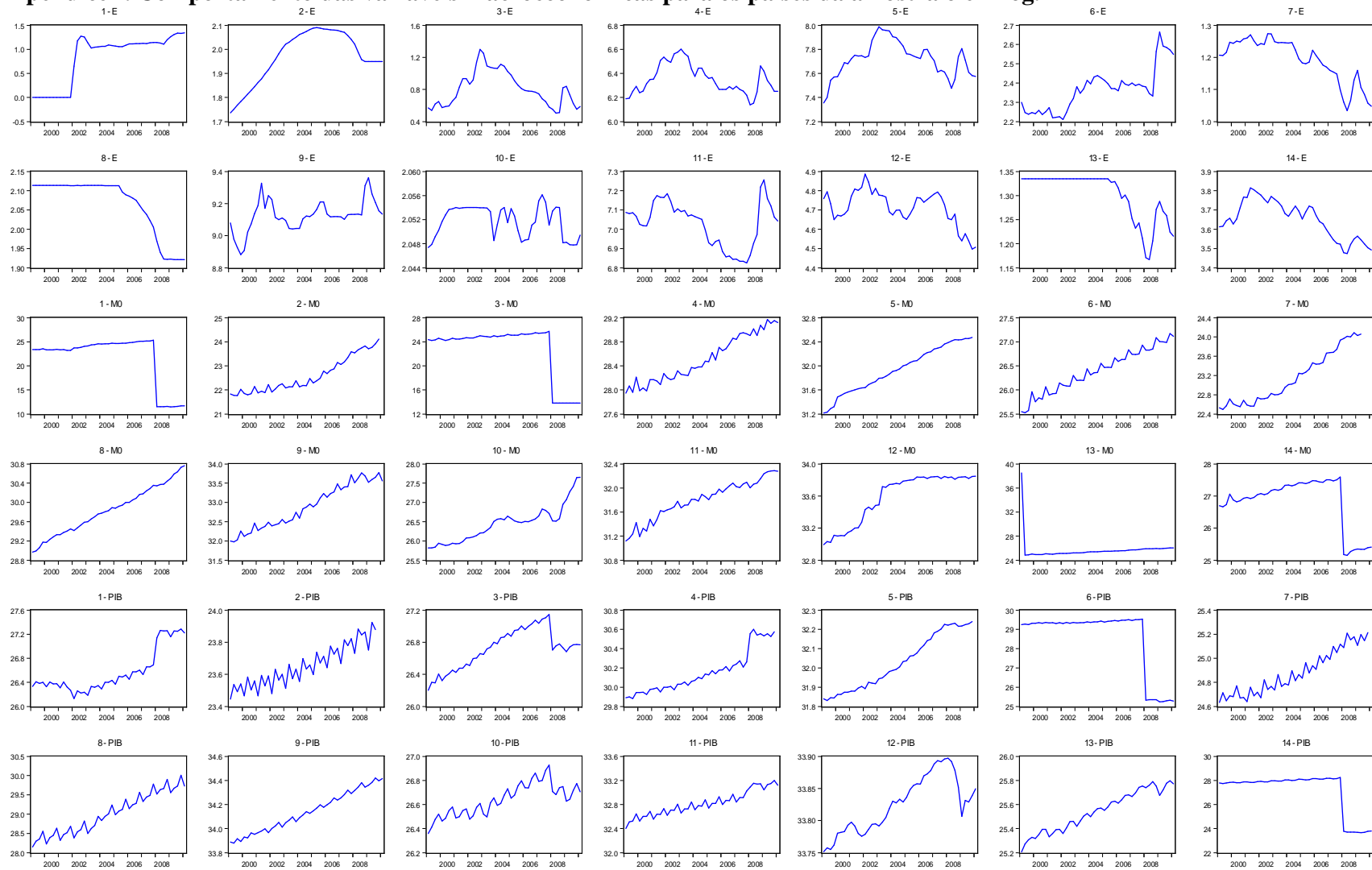
Ambas as regiões receberam uma grande quantidade de fluxo de capital e investimento internacional durante o período analisado, o que pode explicar o fato de que todas as variáveis são associadas a uma apreciação da taxa de câmbio. No entanto, uma política monetária mais flexível na Ásia deve gerar um efeito de apreciação mais pronunciada em sua taxa de câmbio do que o capturado pelo modelo. A intervenção governamental nessas economias teve um objetivo de minimizar essas apreciações.

4.6 REFERÊNCIAS DO CAPÍTULO

- Banerjee, A., Dolado, J. J. and Mestre, R. (1998). *Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework*, Journal of Time Series Analysis, Vol. 19, pp. 267-283.
- Bilson, J., 1978, *Rational Expectations and the Exchange Rate*, in J. Frenkel and H. Johnson, eds., *The economics of exchange rates* (Addison-Wesley Press, Reading).
- Cerra, V., Saxena, S. C.. (2010), *The Monetary Model Strikes Back: Evidence from the World*. Journal of International Economics, vol. 81.
- Christiansen, L., Prati, A., Ricci, L., Tressel, T. (2009), *External Balance in Low Income Countries*. NBER volume International Seminar on Macroeconomics.
- Frankel, J., Rose, A. 1995, *A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates*, in *Handbook of International Economics*, edited by Gene Grossman and Kenneth Rogoff, Elsevier, Amsterdam.
- Hodrick, R.J., 1978. *An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the Determination of the Exchange Rate*, In: J. Frenkel and H. Johnson. eds.. *The economics of exchange rates* (Addison-Wesley, Reading. MA) 97 - 116.
- Im, K. S., Pesaram, M. H. (2003), Shin, Y. *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*. Journal of Econometrics, vol. 115.
- Levin, A. Chu, S. (2002), *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, Journal of Econometrics, 108(1): 1-24.
- MacDonald, R., Taylor, M. (1993), *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-run Equilibrium and Forecasting*, IMF Staff Papers, 40: 89-107.
- Mark, N. (1995), *Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability*. American Economic Review, 85(1): 201-18.
- Mark, N. C., Sul, D. (2001), *Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small post-Bretton Woods Panel*, Journal of International Economics, Elsevier, vol. 53(1), pages 29-52.
- Meese, R. A., Rogoff, K. (1983), *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out-of-sample?* Journal of International Economics, 14: 3- 24.

- Husted, S., MacDonald, R. (1998), *Monetary-based Models of the Exchange Rate: a Panel Perspective*, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 8(1): Pages 1-19.
- Obstfeld, M., Rogoff, K. (1996), *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, The MIT Press, chapter 8.
- Pedroni, P. (1999), *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61: 653-70.
- _____ (2004), *Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis*, Econometric Theory, 20: 597-625.
- Phillips, P., Perron, P. (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, Biometrika, 75(2): 335-346.
- Putnam, B. H., Woodburry J. R., (1980), *Exchange Rate Stability and Monetary Policy*. Review of Business and Economic Research, 15, 1610.
- Rapach, D.E., Wohar, M. E. (2002), *Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data*, Journal of International Economics, 58(2): 359-385.
- Rogoff, K. (1999), *Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rates: Dead or Undead?* Economic Journal, 109(459): F655-59, November.
- Rogoff, K. (2007), *Comment on Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think by Charles Engel, Nelson C. Mark, and Kenneth D. West*.
- Sarno, L., Taylor, M. (2002), *Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press.
- Stock, J., Watson, M. (1993), *A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems*, Econometrica, 61: 783-820.
- Taylor, M. (1995), *The Economics of Exchange Rates*. Journal of Economic Literature, 33: 13-47.
- Westerlund, J. (2007), *Testing for Error Correction in Panel Data*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 69.

Apêndice I. Comportamento das variáveis macroeconômicas para os países da amostra ó em log.¹⁸



¹⁸ 1-Argentina; 2-Bolívia; 3-Brasil; 4-Chile, 5-Colômbia; 6-México; 7-Peru; 8-China; 9-Indonésia; 10-Hong Kong; 11-Coréia do Sul; 12-Japão; 13-Malásia; 14-Tailândia

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo desse trabalho buscou-se analisar os fundamentos macroeconômicos que equilibram a taxa de câmbio real e nominal no Brasil, em países emergentes (América Latina e Ásia) e em países de baixa renda (Leste da África).

No primeiro artigo, as evidências das estimativas mostram que a taxa de câmbio real efetiva real variou em consonância com os fundamentos em todos os países da Comunidade do Leste da África nos últimos anos e o grau de desalinhamento foi reduzido ao longo do tempo. A análise de painel mostrou que todos os fundamentos explicam a taxa de câmbio real na região da EAC. Assim, o câmbio real de longo prazo observado entre os países da EAC sugere uma redução no desalinhamento cambial, corroborando a análise para cada país, e que se leva aproximadamente 7 anos para que o equilíbrio de longo prazo seja restaurado após choques. Isso pode ser um indicador de que a região tem recebido choques semelhantes, refletindo um comportamento similar sobre a taxa de câmbio real. Esta semelhança é importante porque, nesse caso, é preferível uma unificação monetária na região à autonomia de cada país, sugerindo a execução de uma moeda comum.

No segundo artigo, testamos o modelo proposto por Obstfeld e Rogoff (1996) com a moeda brasileira e os resultados obtidos foram bastante intrigantes. Em primeiro lugar, a análise de cointegração sugere que existe interdependência econômica entre as variáveis macroeconômicas e a taxa de câmbio para o caso brasileiro. Podemos observar que, na estimação de longo prazo e na estimativa do GMM, encontrou-se que o crescimento do PIB contribui para uma depreciação da taxa de câmbio, bem como a oferta de moeda. Isto pode ser explicado pelo fato de que o crescimento do PIB, no longo prazo, pode sugerir uma expansão na oferta monetária ou no consumo, o que amplifica o excesso de moeda local no país. Em segundo lugar,

a comparação de modelos de previsão sugere que variáveis macroeconômicas influenciam as taxas de câmbio no Brasil melhor que a abordagem de passeio aleatório. Essa observação sugere que, para trabalhos futuros, outras simulações sejam feitas com dados para outros países em desenvolvimento, uma vez que os estudos anteriores consideraram dados somente dos países desenvolvidos (Meese e Rogoff (1983) e Cheung, Chinn e Pascual (2005)).

No terceiro artigo, verificou-se, usando os testes de cointegração em painel, que os fundamentos monetários são cointegrados com a taxa de câmbio nominal na Ásia e América Latina. A análise foi feita em uma estimativa de longo prazo usando DOLS e pode-se observar que as variáveis do modelo monetário têm sido associadas a uma apreciação da taxa de câmbio em todos os países analisados. Pode-se observar que a Ásia, por si só, está associada a uma desvalorização de 8% de sua moeda local, comparada com países da América Latina.

Além de retomar o debate sobre a importância dos fundamentos macroeconômicos no comportamento da taxa de câmbio, esse trabalho objetivou contribuir para o fim de um período negro na macroeconomia internacional analisando, para o Brasil, o poder de previsão do modelo monetário de taxa de câmbio comparado a um passeio aleatório.