



Thiago Alfred de Souza Pacheco

**Convergência Não-Linear para o Câmbio de Equilíbrio:
Uma Aplicação do Modelo ESTAR**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Fernando Machado Gonçalves

Rio de Janeiro
Agosto de 2017



Thiago Alfred de Souza Pacheco

**Convergência Não-Linear para o Câmbio de Equilíbrio:
Uma Aplicação do Modelo ESTAR**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Fernando Machado Gonçalves
Orientador
Departamento de Economia - PUC-Rio

Prof. Axel Andre Simonsen
Vinci Partners

Prof. Ruy Ribeiro
Departamento de Economia - PUC-Rio

Prof. Augusto Cesar Pinheiro da Silva
Vice-Decano Setorial de Pós-graduação
do Centro de Ciências Sociais

Rio de Janeiro, 11 de agosto de 2017

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

Thiago Alfred de Souza Pacheco

Engenheiro Mecânico-Aeronáutico graduado no Instituto Tecnológico de Aeronáutica (ITA), teve passagem profissional pela área de Controle Operacional no Banco BBM. Atua hoje na Vinci Partners, onde trabalhou na área de risco de mercado e agora atua na mesa de multimercado.

Ficha Catalográfica

Pacheco, Thiago Alfred de Souza

Convergência não-linear para o câmbio de equilíbrio : uma aplicação do Modelo ESTAR / Thiago Alfred de Souza Pacheco ; orientador: Fernando Machado Gonçalves. – 2017.

43 f. : il. color. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2017.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Câmbio real. 3. Paridade do poder de compra. 4. Exponential Smooth Transition Autoregressive Model. I. Gonçalves, Fernando Machado. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

Ao meu professor orientador Fernando Gonçalves, pela inteligente orientação, fornecendo sugestões, críticas e reflexões sobre a estrutura e conteúdo da pesquisa.

A todos os colegas do mestrado, pelos momentos de aprendizado, compartilhamento de experiências e bom humor.

À minha querida esposa Taissa Castelló, pelo apoio incondicional em todos os momentos e por ter compreendido e apoiado os vários momentos em que estive ausente para dedicar-me ao curso e a esta dissertação.

Ao amigo Fernando Domingues pela espontânea contribuição para esse trabalho.

Resumo

Pacheco, Thiago Alfred de Souza; Gonçalves, Fernando Machado. **Convergência Não-Linear para o Câmbio de Equilíbrio: Uma Aplicação do Modelo ESTAR**. Rio de Janeiro, 2017. 43p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Desde o século XVI, já existia a idéia de que o poder de compra deveria influenciar no valor de cada moeda. A fim de se entender as relações entre câmbio e inflação, modelos autoregressivos lineares sempre apresentaram dificuldades para superar o passeio aleatório. Possíveis fricções em operações cambiais podem dificultar a arbitragem próxima do câmbio de equilíbrio considerado pelos agentes financeiros. À medida em que se distancia do valor considerado justo, a convergência se torna mais intensa, pois os custos já não seriam uma parcela tão relevante para o lucro potencial da operação. No modelo não-linear proposto, há dois regimes diferentes: um próximo do equilíbrio (comportamento de passeio aleatório) e um comportamento longe dele ocorrendo simultaneamente, mas com pesos variáveis. A depender do nível do câmbio em relação ao equilíbrio, um regime ganha mais peso e outro perde relevância. Essa tese tem o objetivo de avaliar o caráter preditivo do movimento cambiais. O modelo não-linear ESTAR é usado para montar cestas de moedas a serem compradas e vendidas e o retorno advindo de oscilações cambiais é computado. Por fim, incorporamos os efeitos de juros ao modelo para montar portfólios de moedas a fim de simular o retorno de um investimento usando essa estratégia. Para as cestas de moedas, o modelo gerou bons retornos e baixos riscos, tanto em termos de desvio padrão quanto em termos de drawdown. Tal característica foi observada no modelo *in-sample* e no *out-of-sample* o que indica um forte caráter preditivo. Levando em conta o efeito dos juros, os portfólios com menos moedas apresentaram retornos positivos, porém essa vantagem é perdida ao se aumentar a quantidade de moedas.

Palavras-chave

Câmbio real; Paridade do Poder de Compra; Exponential Smooth Transition Autoregressive Model.

Abstract

Pacheco, Thiago Alfred de Souza; Gonçalves, Fernando Machado (Advisor). **Nonlinear Convergence to Equilibrium Exchange Rate: An Application of the ESTAR Model.** Rio de Janeiro, 2017. 43p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Since the sixteenth century, there was already the idea that purchasing power should influence the value of each currency. In order to understand the relationship between exchange rate and inflation, linear autoregressive models always presented difficulties to beat the random walk. Possible frictions in foreign exchange operations may hinder arbitrage close to the equilibrium exchange rate considered by financial agents. As the exchange rate distances itself from the value considered fair, the convergence becomes more intense, because the costs would no longer be so relevant to the potential profit of the operation. In the proposed nonlinear model, there are two different regimes: one near equilibrium (random walk behavior) and one behavior away from it occurring simultaneously, but with variable weights. For different levels of the exchange rate relative to the equilibrium, one regime gains more weight and the other loses relevance. This thesis aims to evaluate the predictive nature of the exchange rate movement. The nonlinear model ESTAR is used to create baskets of currencies to be bought and sold and the aggregate return based on exchange rate movements is computed. Finally, we consider the interest rate effects on the model to set up currencies portfolios in order to simulate the return on an investment using this strategy. For the baskets of currencies, the model generated good returns and low risks, based on both standard deviation and drawdown. This characteristic was observed in the in-sample model and in the out-of-sample model, which indicates a strong predictive power. Considering the interest effect, portfolios with fewer currencies showed positive returns, but this advantage is lost by increasing the number of currencies.

Keywords

Real Exchange Rate; Purchase Power Parity; Exponential Smooth Transition Autoregressive Model.

Sumário

1	Introdução	11
1.1.	Paridade do poder de compra (PPC) e lei do preço único (LPU)	11
1.2.	Paridade do poder de compra absoluta e relativa	13
1.3.	Enigmas da paridade do poder de compra	14
2	Modelos de reversão à média	19
2.1.	Base de dados	19
2.2.	Evidências de raiz unitária em modelos lineares	20
2.3.	Modelo exponential smooth transition autoregressive (ESTAR)	22
2.4.	Tempo de meia vida em modelos lineares e não lineares	24
3	Resultados	26
3.1.	Estimação dos parâmetros	26
3.2.	Teste do modelo	29
3.2.1.	Estimação <i>in-sample</i>	29
3.2.2.	Estimação <i>out-of-sample</i>	31
3.2.3.	Estimação <i>out-of-sample</i> considerando o diferencial de juros	33
4	Conclusão	36
5	Referências bibliográficas	37
6	Apêndice: Auto-correlograma das moedas	41

Lista de figuras

Figura 1 - Gráfico a evolução histórica da inflação, do câmbio nominal e real de USDBRL.	15
Figura 2 - Gráfico do coeficiente autoregressivo de Israel com a variação do câmbio em desvios-padrões	27
Figura 3 - Gráfico do coeficiente autoregressivo da Nova Zelândia com a variação do câmbio em desvios-padrões	28
Figura 4 - Gráfico do tempo de meia-vida da Nova Zelândia com a variação do câmbio em desvios-padrões	28
Figura 5 - Gráfico do tempo de meia-vida Israel com a variação do câmbio em desvios-padrões	29
Figura 6 - Gráfico dos retornos das cestas de moedas montadas variando a quantidade de moedas	30
Figura 7 - Gráfico dos retornos das cestas de moedas montadas variando a quantidade de moedas – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005	32
Figura 8 - Gráfico do retorno do portfólio real montado variando a quantidade de moedas considerando o diferencial de juros – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005	34

Lista de tabelas

Tabela 1 - Preço do ouro entre os países (fonte: Bloomberg, Fev. 28, 2017).	12
Tabela 2 - Índice Big Mac para diferentes países (fonte: The Economist, jan, 2017).	12
Tabela 3 - Tabela com as características das séries usadas como câmbio nominal e taxa de inflação	20
Tabela 4 - Teste de Dickey Fuller	211
Tabela 5 - Tabela com os parâmetros estimados com o modelo ESTAR considerando a janela total e a janela até 2005 e suas diferenças entre essas janelas	26
Tabela 6 - Tabela com os os resultados das cestas de moedas construídas. O índice de cada cesta indica a quantidade de pares de moedas compradas e vendidas igualmente distribuídas a partir dos maiores sinais de compra e venda.	311
Tabela 7 - Tabela com os os resultados das cestas de moedas construídas a partir dos maiores sinais de compra e venda – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005	333
Tabela 8 - Tabela com os os resultados do portfólio real construído a partir dos maiores sinais de compra e venda – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005	34

Lista de siglas e abreviações

PPC	Paridade do Poder de Compra
LPU	Lei do Preço Único
FMI	Fundo Monetário Internacional
<i>STAR</i>	<i>Smooth Transition Autoregressive</i>
<i>ESTAR</i>	<i>Exponential Smooth Transition Autoregressive</i>
<i>LSTAR</i>	<i>Logistic Smooth Transition Autoregressive</i>
<i>TAR</i>	<i>Threshold Autoregressive</i>
<i>ADF</i>	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>

1 Introdução

O valor intrínseco de moedas, por estar presente no cotidiano de grande parte das pessoas, é um assunto recorrente na economia. Para sua análise, modelos lineares são comumente usados, mas sempre tiveram dificuldades de bater o passeio aleatório em suas previsões de movimentos. Usando conceitos de paridade do poder de compra, essa tese analisa o caráter preditivo do modelo *Exponential Smooth Transition Autoregressive* (ESTAR) para movimentos cambiais. Com esse modelo, usamos conceitos da paridade do poder de compra para simular o retorno de cestas de moedas formadas a partir de indicações de fortes valorizações ou desvalorizações e analisamos o seu caráter preditivo a partir do resultado gerado.

1.1. Paridade do poder de compra (PPC) e lei do preço único (LPU)

Ideia inicialmente concebida por estudiosos em Salamanca no século XVI, a teoria da paridade do poder de compra (PPC) propõe que preços de bens iguais em países diferentes devem ser os mesmos após a conversão para a mesma moeda. A razão básica para isto é que surgem oportunidades de arbitragem na presença de diferenças de preços, o que provoca a convergência de preços em uma gama suficientemente grande de produtos, o que gera uma alta correlação nos preços agregados.

A paridade do poder de compra é aplicada em várias situações: escolha da taxa de câmbio inicial de um novo país independente; previsões de médio e longo prazo de taxa de câmbio real; comparações internacionais de renda ajustadas pela diferença de preços. Para essa análise, o conceito de lei do preço único (LPU) auxilia no entendimento da dinâmica do processo de convergência. Segundo esta lei, o mesmo bem vendido em diferentes países, ao ser convertido para uma mesma moeda, deve ter o mesmo preço. Tal comportamento se deve ao fato de que divergências de preço permitiriam que agentes comprassem um bem no país em que ele fosse mais barato e o vendesse no mais caro sem risco.

A partir dos resultados expostos na Tabela 1 e na Tabela 2 abaixo chegamos a conclusões opostas quanto à validade da LPU. Para algumas commodities muito comercializadas, a lei vale com pequena margem de erro como ilustra a Tabela 1

para o ouro. Porém, ao analisar os preços do Big Mac, um produto homogêneo presente em muitos países, vemos que há grande disparidade de preços entre países, mesmo quando denominados na mesma moeda, o que fere a lei do preço único.

Mercado	Preço em dólares de uma onça-troy de ouro
Chicago Mercantile Exchange (CME)	1,253.90
Intercontinental Exchange (ICE)	1,253.90
Borsa Istambul (BIST)	1,255.60
Pakistan Mercantile Exchange (PMX)	1,245.50
Jakarta Futures Exchange (JFX)	1,251.35

Tabela 1 - Preço do ouro entre os países (fonte: Bloomberg, Fev. 28, 2017).

Países	Preço de um Big Mac (em dólar)
Estados Unidos	5.06
Canadá	4.51
Brasil	5.12
México	2.23
Argentina	3.47
Suíça	6.35
Dinamarca	4.22
Suécia	5.23
Zona do Euro	4.06
Reino Unido	3.73
Rússia	2.15
Coréia do Sul	3.68
Austrália	4.28
Japão	3.26
Tailândia	3.35
China	2.83

Tabela 2 - Índice Big Mac para diferentes países (fonte: The Economist, jan, 2017).

O exemplo do Big Mac ajuda a demonstrar as dificuldades de ajuste da diferença de preços com o que aparenta ser uma arbitragem entre países. Com o preço do sanduíche a 2.23 dólares no México e 5.06 dólares nos Estados Unidos, um lucro sem riscos poderia ser gerado ao se comprar o produto mexicano e vendê-lo nos restaurantes americanos. Esse processo passa por uma compra de peso mexicano, o que gera pressões cambiais para que ele se valorize até o ponto em que

os preços se igualem. Há vários fatores que atuam para a presença dessa discrepância como custos de transporte, impostos, intervenção estatal, competitividade entre empresas e custos de serviços não transacionáveis (salários por exemplo).

Nossa ênfase neste trabalho é na não-linearidade do ajuste do câmbio real em direção ao equilíbrio. Como veremos, esta não-linearidade pode ser justificada pela presença dessas fricções comerciais.

1.2. Paridade do poder de compra absoluta e relativa

Apesar da comparação dos preços de ouro e do Big Mac gerarem conclusões interessantes, uma análise mais prática do problema exige uma abordagem mais abrangente considerando uma gama maior de produtos e seus diferentes preços entre países. Com a finalidade de se achar uma taxa de câmbio coerente, surgiu a proposta de se comparar uma mesma cesta de produtos em diferentes regiões e convertê-la para uma mesma moeda. Caso essa cesta custasse mais em um país, haveria um incentivo para importação de produtos e, em países mais baratos, para exportação. Dessa maneira, o câmbio tenderia a manter essa relação equilibrada conforme os somatórios da seguinte equação:

$$\sum P_i = E \sum P_i^* \quad (1)$$

P_i = preço do bem i na moeda doméstica

P_i^* = preço do bem i na moeda estrangeira

E = taxa de câmbio definida como o valor de uma unidade de moeda estrangeira expressa em moeda local

Onde as somas representam índices de preços de cestas de consumo.

Um questionamento fundamental surge com tal proposta: qual índice é usado para esse tipo de comparação? Países diferentes possuem produtos diferentes e com diferentes pesos. Além disso, ao longo do tempo, preferências de consumo pode mudar, o que alteraria os pesos dos produtos na cesta. Finalmente, os índices de preços de consumidores podem ter sido construídos a partir de datas diferentes para diferentes países e, assim, não há indicações de quão grande é o desvio da PPC para

o ano base de cada um. Além da dificuldade de se criar um índice, a presença de taxas e tarifas é outro fator que prejudica o uso da PPC absoluta, pois encarece o comércio de produtos permitindo uma margem para diferença de preços.

Para contornar o impacto de fatores que provocam desvios sistemáticos da PPC, como taxas e tarifas, podemos usar o conceito de PPC relativa, segundo o qual a variação de preços de um país é igual à variação de preços de outro país ajustada para a variação cambial. Em termos algébricos, a PPC relativa pode ser escrita como:

$$\frac{\sum P_{it}}{\sum P_{it-1}} = \frac{E_t}{E_{t-1}} \frac{\sum P_{it}^*}{\sum P_{it-1}^*} \quad (2)$$

P_{it} = preço do bem i na moeda doméstica no instante t

P_{it}^* = preço do bem i na moeda estrangeira no instante t

E_t = taxa de câmbio definida como o valor de uma unidade de moeda estrangeira expressa em moeda local no instante t

Embora as demais limitações do conceito de PPC não possam ser endereçadas pelo conceito de PPC relativa, isto não impediu que a literatura econômica seguisse utilizando o conceito. Como menciona Krugman (1976): “Sob a pele de qualquer economista internacional está uma crença profundamente enraizada em alguma variante da teoria PPC para a taxa de câmbio.”.

1.3. Enigmas da paridade do poder de compra

A figura 1 abaixo mostra a evolução do logaritmo do câmbio real entre a moeda do Brasil (Real) e a moeda dos Estados Unidos (Dólar americano), bem como de suas duas componentes: (1) o logaritmo do câmbio nominal entre o Dólar e o Real e (2) o diferencial do logaritmo dos preços nos Estados Unidos e no Brasil. Apesar do gráfico parecer consistente com a reversão à média necessária para a validade do PPC, ele também evidencia dois *puzzles* ou enigmas relacionados à PPC, discutidos por Rogoff (1996) entre outros.

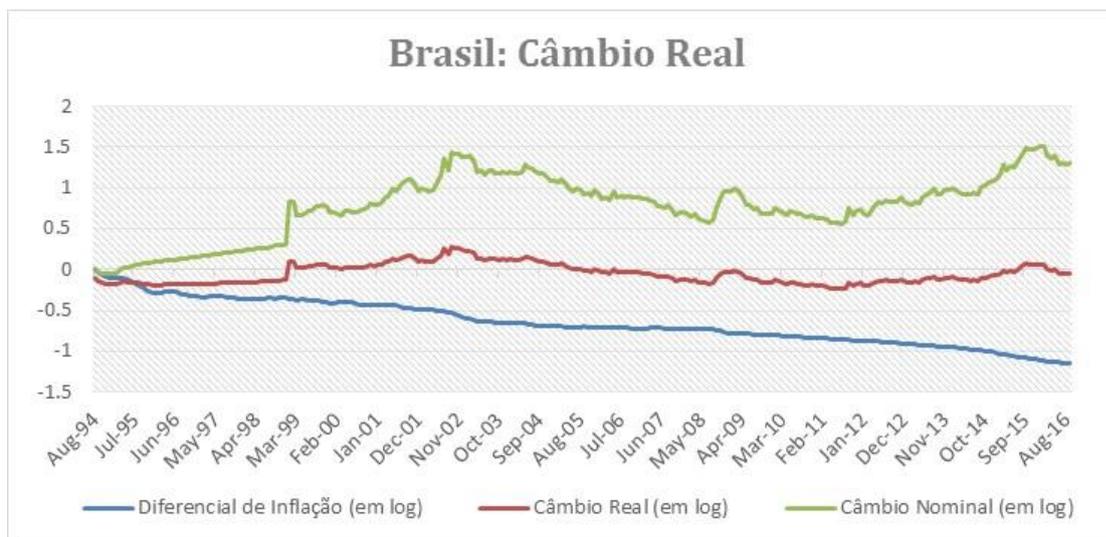


Figura 1 - Gráfico a evolução histórica da inflação, do câmbio nominal e real de USDBRL.

Caso a PPC induzisse à exploração de oportunidades de arbitragem, o gráfico da taxa de câmbio real teria um formato diferente do que foi apresentado na Figura 1. Em particular, duas características desse comportamento anômalo de sua série (conhecidas como *puzzles*) se destacam: uma maior volatilidade quando comparada com a série de inflação e a lentidão na reversão à média.

A série de câmbio real oscila com maior intensidade que a inflação sugerindo que há outros fatores que podem influencia-la. Dessa maneira, o primeiro *puzzle* indica que a operação de arbitragem dos produtos não define o nível de câmbio no curto prazo, sendo uma violação da PPC.

Mesmo com essas oscilações no curto prazo apresentadas pelo primeiro *puzzle*, esperava-se uma reversão à média mais rápida. A análise das séries de câmbio costuma indicar uma taxa de convergência a valores próximos de 15% ao ano, o que resulta em tempos de meia vida superiores a três anos. Esse segundo *puzzle* também aponta para uma menor relevância da inflação para a definição do nível do câmbio, o que também seria uma violação à PPC.

A dificuldade dos agentes financeiros para atuar nessas discrepâncias de preços entre países pode ser explicada pelas fricções dos processos de comércio entre eles. Custos de transporte podem gerar uma banda de oscilação em que a transação deixa de ser rentável. Uma estimativa bruta do frete internacional pode ser obtida no *Direction of Trade Statistics* (dez. 1994) do Fundo Monetário Internacional (FMI). Em média, os custos correspondem a 10% do valor, tendo grandes variações na amostra. Outro fator é que bens comercializados possuem

componentes que não podem ser transacionados internacionalmente como salários, aluguéis, impostos e seguros, como discutimos acima para o caso do Big Mac.

Além disso, há barreiras que não envolvem custos como requerimentos muito exigentes para importações de comida ou embargos por motivações políticas. Algumas classes de bens possuem características muito específicas que dificultam muito ou impedem a arbitragem como a de automóveis e eletrônicos, pois possuem padrões nacionais que não são produzidos da mesma maneira em outros países.

Essas barreiras poderiam indicar que a discrepância de preços não atue de modo relevante no câmbio. Muitos estudos indicam que desvios da paridade do poder de compra nas séries temporais parecem ter um comportamento não estacionário, o que implicaria que não há uma tendência de equilíbrio de longo prazo na direção da PPC (e.g. Froot e Rogoff, 1996; Rogoff, 1996; Taylor, 1995). Tal resultado aponta que, mesmo com grandes disparidades nos preços, os agentes econômicos não atuam para corrigir o câmbio.

Uma possível explicação para o resultado é o baixo poder estatístico dos testes, dado que a amostra de câmbio flutuante começa em 1973 (Frankel, 1986, 1990; Lothian e Taylor, 1997). Tentando corrigir esse problema, a partir da expansão da amostra (aumentando a janela temporal e/ou a partir de um painel com várias moedas), outros estudos (por exemplo, Cheung e Lai, 1993a; Diebold et al., 1991; Lothian e Taylor, 1996; Frankel e Rose, 1996; Wu, 1996; Flood e Taylor, 1996; Papell, 1998; Taylor e Sarno, 1998) encontraram evidência de uma reversão a taxa de câmbio real de equilíbrio.

Apesar de essas expansões trazerem um resultado favorável a PPC, alguns problemas surgem com elas. Nem todas as moedas possuem uma amostra tão longa, podendo indicar a presença de um viés de sobrevivência entre as séries. Uma série longa demais também pode ser inapropriada, pois o comportamento da reversão pode ir mudando ao longo do tempo ou por diferentes regimes do câmbio nominal. Taylor, Peel e Sarno (2001) fizeram um teste em painel com quatro moedas que rejeitava a hipótese nula de raiz unitária para um modelo linear. A negação da hipótese nula em painéis indica apenas que não há como negar que todas as moedas ao mesmo tempo possuam raiz unitária e não individualmente.

Devido a custos de transação, muitos estudos observam desvios da lei do preço único apresentando comportamentos não lineares para a taxa de câmbio real (por exemplo, Cassel, 1922; Heckscher, 1916; Officer, 1982; Benninga e

Protopapadakis, 1988; Williams e Wright, 1991; Dumas, 1992; Sercu et al., 1995; O'Connell, 1997; Ohanian e Stockman, 1997). Em grande parte desses modelos, os chamados custos “iceberg” de transporte (analogia com a parte do bem que “derrete” no processo de transporte de um país para o outro) geram uma banda em que os custos superam os possíveis ganhos de uma arbitragem do desvio dos preços. Dessa maneira, o câmbio real poderia oscilar dentro desses limites (ou *thresholds*) gerados, possuindo limites superiores e inferiores dependentes da característica de cada uma das transações. Estudos mais recentes apontam que essas bandas podem ser consequências de níveis de exigência de prêmio de risco gerado pela tendência do mercado de esperar disparidades suficientemente grandes de preços para atuar na arbitragem do câmbio (Dumas, 1992; e Dixit, 1989; Krugman, 1989).

Explorando a ideia de *thresholds*, O'Connell e Wei (1997) propõem um modelo com 2 pares de bandas em volta do que seria considerado o câmbio justo. Assim que a taxa de câmbio atinge alguma das bandas mais externas (seja na direção de valorização ou desvalorização), agentes econômicos atuam trazendo para a banda interna mais próxima. A intuição desse modelo é a de que os agentes esperam para que haja uma margem alta de desequilíbrio para iniciar a operação de reversão à média e param somente quando os custos de futuras novas operações da operação superam os ganhos, pois outros investidores não buscariam mais entrar nesse investimento. Com o custo mais alto dentro dessa banda, o câmbio segue oscilando fora da paridade prevista, pois não valeria mais a pena comprar a moeda desvalorizada.

Nos modelos descritos acima, o ponto de entrada dos agentes econômicos de câmbio é definido, ou seja, a convergência só ocorre se o desvio passar de um certo ponto. Num contexto mais realista, o poder de compra de diversos produtos exerce pressões cambiais por uma série de desvios de preços de bens diferentes. A um certo nível de câmbio, pode valer a pena exportar um tipo de produto e não outros e, a medida que o câmbio se desvaloriza, mais produtos tornam-se atraentes para exportação, acelerando assim a tendência de reversão à média. Com esse tipo de comportamento, um ponto fixo não seria a forma mais verossímil de explicar a convergência em direção à PPC e uma forma mais gradual poderia melhorar os resultados dos modelos.

Nesta dissertação utilizamos modelos não lineares considerando esse caráter gradual da convergência à média. Para tanto, é feita uma análise sobre as séries de

câmbio de países desenvolvidos e emergentes e verificamos se o modelo proposto é aderente à realidade.

2 Modelos de reversão à média

A taxa de câmbio real usada no modelo, expressa em logarítimo, é definida como:

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^* \quad (3)$$

Onde s_t é o logarítimo da taxa de câmbio nominal (preço doméstico de moeda estrangeira), p_t é o logarítimo do índice de preços doméstico e p_t^* é o logarítimo do índice de preços americano, todos no instante t . Com essa definição, a taxa de câmbio real pode ser interpretada como o desvio da paridade do poder de compra.

2.1. Base de dados

Para utilizar a definição de câmbio real da equação (3), coletamos o câmbio nominal e a taxa de inflação para 30 países. Para o teste dos modelos, utilizamos a base de dados da Bloomberg para as séries de câmbio e para grande parte das séries de inflação. As séries de inflação de China, Índia e Polônia são do site Worldwide Inflation Data (www.inflation.eu) e a da Indonésia é do site do FMI (www.imf.org). As séries de inflação ainda podem ser dessazonalizadas ou não. As séries sazonalizadas foram dessazonalizadas usando o software Eviews pelo método Census X-12 aditivo. As séries foram consideradas até setembro de 2016. Os identificadores das séries obtidas da Bloomberg, assim como seu formato, início de série e se é sazonalizado (SA) ou não (NSA) segue indicado na Tabela 3.

Países	Identificador da Moeda	Identificador da Inflação	Ajuste Sazonal	Início da série
Estados Unidos	-	CPI INDX Index	SA	-
Japão	JPYUSD Curncy	JCPTGEN Index	SA	Nov-80
Reino Unido	GBPUSD Curncy	UKRPCHVJ Index	NSA	Jan-80
Suíça	CHFUSD Curncy	SZCPII Index	NSA	Apr-99
Suécia	SEKUSD Curncy	SWCPI Index	NSA	Apr-99
Canadá	CADUSD Curncy	CACPSA Index	SA	Fev-92
Nova Zelândia	NZDUSD Curncy	NZCPCPI Index	NSA	Jan-80
Austrália	AUDUSD Curncy	AUCCTOTS Index	NSA	Mar-87
Europa	EURUSD Curncy	CPALEMU Index	NSA	Feb-96
Noruega	NOKUSD Curncy	NOCPPI Index	NSA	Jan-80
Coréia do Sul	KRWUSD Curncy	KOCPI Index	NSA	Apr-81
Hong Kong	HKDUSD Curncy	HKCPI Index	NSA	Nov-80
Taiwan	TWDUSD Curncy	TWCPI Index	NSA	Apr-99
Cingapura	SGDUSD Curncy	SICPMSA Index	SA	Feb-90
Israel	ILSUSD Curncy	ISCPINM Index	NSA	Nov-80
Indonésia	IDRUSD Curncy	-	NSA	Nov-80
Índia	INRUSD Curncy	-	NSA	Nov-80
Malásia	MYRUSD Curncy	5486639 Index	NSA	Jan-71
Filipinas	PHPUSD Curncy	PHC2MOM Index	NSA	Apr-81
Tailândia	THBUSD Curncy	THCPI Index	NSA	Apr-99
China	CNYUSD Curncy	-	NSA	Feb-94
Brasil	BRLUSD Curncy	BRSAGENI Index	SA	Jan-92
México	MXNUSD Curncy	MXCPI Index	NSA	Jan-80
Chile	CLPUSD Curncy	CNPINSAI Index	NSA	Apr-81
Colômbia	COPUSD Curncy	COCPPI Index	NSA	Aug-92
Peru	PENUSD Curncy	PRCPI Index	NSA	Jan-80
África do Sul	ZARUSD Curncy	SACPI Index	NSA	Jan-80
Turquia	TRYUSD Curncy	TUCPI Index	NSA	Apr-99
Rússia	RUBUSD Curncy	RUCPNL Index	NSA	Feb-96
Polônia	PLNUSD Curncy	-	NSA	Jan-80
República Tcheca	CZKUSD Curncy	CZCPI Index	NSA	Jan-80
Hungria	HUFUSD Curncy	HUCPINDX Index	NSA	Nov-80
Romênia	RONUSD Curncy	ROCOMOM Index	NSA	Jan-80

Tabela 3 - Tabela com as características das séries usadas como câmbio nominal e taxa de inflação

2.2. Evidências de raiz unitária em modelos lineares

Conforme discutido na seção 1.5.1, o uso de modelos lineares pode apresentar problemas devido a um comportamento não estacionário. Usando as séries do banco de dados que foi montado, podemos analisar a presença de raízes unitárias a partir do teste de Dickey-Fuller:

País	q		q _τ		Δq		Δ ² q	
	Estaística t	Prob.	Estaística t	Prob.	Estaística t	Prob.	Estaística t	Prob.
Reino Unido	-1.978	0.046	-3.194	0.087	-17.353	0.000	-11.774	0.000
Suécia	-0.251	0.595	-2.357	0.402	-19.871	0.000	-12.685	0.000
Noruega	-1.305	0.177	-2.278	0.445	-21.106	0.000	-14.531	0.000
Suiça	-0.058	0.663	-3.280	0.071	-23.359	0.000	-13.720	0.000
Japão	-0.294	0.580	-2.228	0.473	-21.881	0.000	-14.132	0.000
Canadá	-0.704	0.411	-2.056	0.568	-18.667	0.000	-10.228	0.000
Austrália	0.963	0.911	-2.842	0.183	-23.238	0.000	-14.103	0.000
Nova Zelândia	1.075	0.927	-2.779	0.206	-23.251	0.000	-14.478	0.000
Turquia	-1.720	0.081	-2.478	0.339	-15.945	0.000	-13.514	0.000
México	-3.949	0.000	-3.941	0.011	-20.556	0.000	-15.250	0.000
Brasil	-1.689	0.086	-1.875	0.665	-18.156	0.000	-15.149	0.000
Colômbia	-1.212	0.206	-1.751	0.725	-13.751	0.000	-11.477	0.000
África do Sul	-0.559	0.475	-2.579	0.290	-19.797	0.000	-14.159	0.000
Romênia	-0.150	0.631	-0.933	0.949	-14.579	0.000	-12.195	0.000
Hungria	-0.721	0.404	-1.226	0.902	-15.199	0.000	-11.541	0.000
República Tcheca	-0.100	0.648	-1.266	0.894	-16.489	0.000	-12.887	0.000
Polônia	-1.128	0.236	-1.505	0.825	-13.943	0.000	-11.910	0.000
Rússia	-1.599	0.104	-2.002	0.597	-11.329	0.000	-12.965	0.000
Chile	-0.514	0.494	-3.102	0.107	-20.299	0.000	-15.719	0.000
China	1.297	0.951	-1.601	0.790	-9.403	0.000	-10.322	0.000
Tailândia	-0.500	0.499	-2.168	0.506	-18.760	0.000	-16.787	0.000
Filipinas	-1.029	0.273	-1.256	0.896	-15.099	0.000	-12.474	0.000
Malásia	-0.179	0.622	-2.625	0.269	-20.620	0.000	-13.100	0.000
Índia	-0.832	0.355	-3.007	0.132	-17.534	0.000	-12.393	0.000
Indonésia	-1.880	0.057	-2.655	0.256	-14.087	0.000	-12.680	0.000
Israel	-2.287	0.022	-2.213	0.480	-13.983	0.000	-13.184	0.000
Cingapura	-1.178	0.218	-1.248	0.898	-17.803	0.000	-15.376	0.000
Taiwan	-1.178	0.218	-1.248	0.898	-17.803	0.000	-15.376	0.000
Hong Kong	-1.908	0.054	-2.090	0.549	-2.682	0.007	-13.784	0.000
Coréia do Sul	-1.875	0.058	-2.609	0.277	-19.312	0.000	-13.868	0.000
Zona do euro	-0.855	0.345	-1.861	0.672	-15.714	0.000	-12.526	0.000

Tabela 4 - Teste de Dickey Fuller

Nota: Teste cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária; Foram feitas 4 análises das séries de câmbio real:

1) com a série q que denota o nível em log da taxa real de câmbio; 2) com a série q_τ, semelhante a análise 1, mas incluindo uma tendência e uma constante à equação do teste; 3) com a série Δq, que denota a primeira diferença da série de câmbio real; 4) com a série Δ²q, que denota a segunda diferença da série de câmbio real.

O valor crítico com um nível de significância de 5% é 3.430 caso haja tendência linear e constante e 1.942 caso não haja tendência ou constante.

A Tabela 4 mostra que não podemos rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária para o nível de câmbio com ou sem tendência considerando 5% de significância para quase nenhum dos países da lista. Por outro lado, a mesma análise sendo feita em primeiras e segundas diferenças (estatística t das colunas Δq e Δ²q) indica um comportamento estacionário. Considerando esses resultados, as séries parecem indicar que as taxas de câmbio reais seguem um processo de raiz unitária de ordem 1. Com essa conclusão, temos que a taxa de câmbio varia independente

de seu nível violando a teoria de convergência de longo prazo da paridade do poder de compra. Para tentar incorporar possíveis fricções ao modelo que indiquem erroneamente a presença de raiz unitária de ordem 1, usaremos um modelo não linear.

2.3.

Modelo exponential smooth transition autoregressive (ESTAR)

Convencionalmente, testes de raiz unitária costumam ser feitos em cima de uma série autoregressiva. Tal metodologia implica uma taxa de reversão à média constante independente do tamanho dos desvios. Conforme observado anteriormente, custos de transação podem prejudicar essa análise, pois quanto maiores os custos, maiores as bandas em que a arbitragem cambial não atua. Dessa maneira, a série poderia apresentar um comportamento não estacionário dentro da banda em que custos de transação impedem arbitragem, mas com reversão quando há desvios suficientemente grandes em relação ao nível de PPC.

Para capturar esse possível não linearidade, usaremos o modelo de *smooth transition autoregressive* (STAR). Nele, quanto maior o desvio, maior o efeito de reversão à média. O modelo pode ser escrito da seguinte maneira:

$$[q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p \beta_j [q_{t-j} - \mu] + \left[\sum_{j=1}^p \beta_j^* [q_{t-j} - \mu] \right] \Phi[\theta; q_{t-d} - \mu] + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde $\{q_t\}$ é um processo estacionário e ergódico, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, e $(\theta, \mu) \in \{\mathfrak{R}^+ \times \mathfrak{R}\}$, onde \mathfrak{R} denota $(-\infty, \infty)$ e \mathfrak{R}^+ a linha real positiva $(0, \infty)$. A função $\Phi[\theta; q_{t-d} - \mu]$ representa uma função de transição entre dois e determina o grau de reversão à média. O parâmetro θ determina a intensidade da reversão à média da função Φ . O parâmetro μ representa o nível de câmbio real de equilíbrio e p representa a ordem de autorregressividade do processo.

Existem muitas classes de modelos não lineares e para as simulações desse estudo, usaremos um caso específico do STAR, o *exponential STAR*, ou ESTAR, em que a função de transição Φ é dada por:

$$\Phi[\theta; q_{t-d} - \mu] = 1 - \exp[-\theta^2(q_{t-d} - \mu)^2] \quad (5)$$

Variando os valores de θ , vemos que $\Phi(0) = 0$ e que $\Phi\left(\lim_{\theta \rightarrow \infty} \theta\right) = 1$.

Portanto, com $\theta = 0$ temos:

$$[q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p \beta_j [q_{t-j} - \mu] \quad (6)$$

Com $\lim_{\theta \rightarrow \infty} \theta$, temos:

$$[q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p (\beta_j + \beta_j^*) [q_{t-j} - \mu] \quad (7)$$

Tais propriedades são úteis, pois permitem diferentes velocidades de reversão à média, transição suave entre os regimes e ajustes simétricos da taxa de câmbio real para desvios acima ou abaixo do nível de equilíbrio. Seguindo esse modelo, Taylor, Peel e Sarno (2001) obtém a função Φ para a transição entre dois regimes: o da equação (6), correspondente ao comportamento próximo do câmbio de equilíbrio, onde a reversão à média é menos acentuada; e o da equação (7), correspondente ao comportamento mais distante do equilíbrio, onde a reversão à média é mais rápida.

Ainda na família dos modelos STAR, Granger e Terasvirta (1993) usaram o *logistic* STAR (LSTAR) para testar a presença de raízes unitárias. Por apresentar um comportamento assimétrico, consideramos o modelo LSTAR menos adequado, para nossos objetivos, do que o modelo ESTAR. Para a análise de quantas defasagens serão usadas no modelo, foram utilizados os resultados de todos os autocorrelogramas de todas as moedas da nossa amostra. Os resultados são mostrados no apêndice II. Em todos os casos, a correlação parcial mostra que a primeira defasagem apresenta uma relevância muito maior para o modelo que as defasagens seguintes. De fato, em praticamente todos os casos, as defasagens de ordem superior a 1 não chegam nem ao nível crítico de 5% representado pelo tracejado nos gráficos do anexo. Com esse resultado, reparametrizamos o ESTAR da seguinte forma:

$$q_t - \mu = \beta_1[q_{t-1} - \mu] + \beta_1^*[q_{t-1} - \mu] \{1 - \exp[-\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2]\} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Com a equação acima, temos 4 parâmetros que teriam que ser estimados: μ , θ , β_1 e β_1^* . Da maneira como está exposta a equação (8), podemos interpretar que ela representa dois comportamentos distintos: o de regiões próximas do equilíbrio e o de regiões distantes do equilíbrio. Conforme se aumenta a distância em relação ao equilíbrio, a expressão se afasta suavemente do primeiro comportamento e se aproxima do segundo.

Para manter a analogia com as estimativas de convergência para o câmbio real em modelos lineares, consideraremos o caso particular da equação (8) em que $\beta_1 = 1$ e $\beta_1^* = -1$:

$$[q_t - \mu] = [q_{t-1} - \mu] \exp[-\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2] + \varepsilon_t \quad (9)$$

Neste modelo, o coeficiente autoregressivo não é constante, como no modelo linear, e é dado por $\exp[-\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2]$. Esta expressão é uma função decrescente no desvio entre o câmbio e o equilíbrio, $q_{t-1} - \mu$, de modo que quanto maior for tal desvio mais o processo se afasta de um passeio aleatório. Apenas quando o câmbio está no equilíbrio ($q_{t-1} = \mu$), o processo se equipara a um passeio aleatório.

2.4. Tempo de meia vida em modelos lineares e não lineares

A fim de analisar o tempo de convergência do câmbio ao equilíbrio, temos a seguinte equação para um modelo linear:

$$[q_t - \mu] = \beta_1[q_{t-1} - \mu] + \varepsilon_t$$

Estimando β_1 , podemos calcular o tempo de meia vida previsto no modelo:

$$\left[\frac{q_t - \mu}{q_{t-\tau} - \mu} \right]^\tau = \beta_1^\tau = \frac{1}{2}$$

Explicitando o tempo de meia vida:

$$\tau = -\frac{\ln 2}{\ln \beta_1} \quad (9)$$

Conforme discutido na seção 2.1, há evidências de raiz unitária considerando esse modelo linear em todas as moedas consideradas. Com valores de β_1 próximos de 1, temos que os tempos de meia vida assumem valores muito altos. Para tentar explicar essa característica (um *puzzle* da PPC), o modelo ESTAR considera velocidades de convergência diferentes dependendo da distância do câmbio para o equilíbrio.

Considerando o modelo não-linear proposto, temos a seguinte equação:

$$\frac{q_t - \mu}{q_{t-\tau} - \mu} = \exp[-\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2] = \beta_1$$

$$\left[\frac{q_t - \mu}{q_{t-\tau} - \mu} \right]^\tau = [\exp[-\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2]]^\tau = \frac{1}{2}$$

Explicitando o tempo de meia vida:

$$\tau = -\frac{\ln 2}{\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2} \quad (10)$$

Com a equação (11), vimos que esse modelo prevê que o tempo de meia vida é inversamente proporcional ao quadrado dos desvios da média e a sua sensibilidade. Com isso, o *puzzle* do tempo de convergência elevado seria decorrência, na realidade, de desvios pequenos em relação ao equilíbrio.

3 Resultados

3.1. Estimação dos parâmetros

País	Desvio Padrão	Média			Theta		
		Janela Completa	Até 2005	Variação	Janela Completa	Até 2005	Variação (%)
Reino Unido	3.7%	0.03	0.03	0.00	14.52	13.81	-5%
Suécia	8.0%	0.16	0.17	0.00	1.27	1.14	-10%
Noruega	5.7%	0.08	0.09	0.00	3.39	3.51	3%
Alemanha	5.7%	0.12	0.12	0.00	3.62	3.42	-6%
Suíça	9.4%	-0.24	-0.22	0.01	0.90	1.05	17%
Japão	12.1%	-0.28	-0.29	0.00	0.41	0.39	-5%
Canadá	5.7%	0.08	0.10	0.02	3.20	6.26	96%
Austrália	16.1%	-0.69	-0.64	0.05	0.02	0.03	38%
Nova Zelândia	19.5%	-0.51	-0.74	-0.23	0.07	0.02	-75%
Turquia	10.0%	-0.01	0.00	0.01	1.20	1.33	11%
México	10.2%	0.04	0.04	0.00	4.18	4.18	0%
Brasil	11.7%	0.00	0.00	0.00	0.71	0.79	11%
Colômbia	8.8%	0.05	0.11	0.05	1.07	3.58	234%
África do Sul	9.4%	0.19	0.03	-0.16	0.75	0.14	-82%
Romênia	10.3%	-0.16	-0.12	0.04	0.85	2.14	152%
Hungria	10.0%	-0.08	-0.06	0.02	0.93	1.48	58%
República Tcheca	11.8%	-0.20	-0.14	0.07	0.71	2.71	282%
Polônia	7.9%	-0.15	-0.11	0.04	1.72	10.75	523%
Rússia	13.8%	0.00	-0.14	-0.14	0.15	0.09	-38%
Chile	10.7%	0.24	0.25	0.00	1.26	1.22	-3%
China	6.0%	0.00	9.81	9.81	0.04	0.00	-95%
Tailândia	7.8%	0.15	0.15	0.00	2.83	2.73	-4%
Filipinas	7.7%	0.05	0.05	0.00	1.00	0.86	-13%
Malásia	8.7%	0.05	0.05	0.00	0.27	0.25	-7%
Índia	6.3%	0.09	0.26	0.18	2.39	0.30	-88%
Indonésia	11.3%	0.13	0.13	0.00	1.24	1.26	2%
Israel	5.0%	0.01	0.01	0.00	16.07	16.97	6%
Cingapura	5.4%	0.00	-0.02	-0.02	0.88	0.64	-27%
Taiwan	6.6%	-0.03	-0.03	0.00	1.64	1.66	1%
Hong Kong	7.3%	0.00	-0.03	-0.03	0.27	0.28	2%
Coréia do Sul	6.2%	0.05	0.05	0.00	5.15	4.20	-18%
Zona do Euro	5.9%	0.09	0.10	0.01	3.08	4.92	60%

Tabela 5 - Tabela com os parâmetros estimados com o modelo ESTAR considerando a janela total e a janela até 2005 e suas diferenças entre essas janelas

A partir das séries de taxas de câmbio reais, geramos a regressão da equação (9) utilizando duas janelas diferentes obtendo os parâmetros μ (câmbio real de equilíbrio) e θ (sensibilidade a variações do equilíbrio). As moedas na amostra têm séries históricas de tamanhos distintos, como exposto no apêndice I. As estimações foram feitas em duas janelas: a primeira janela vai até setembro de 2016, enquanto a segunda janela vai até dezembro de 2005. Há duas razões para essa quebra: a primeira é testar a robustez dos parâmetros encontrados, pois caso os parâmetros mudem muito entre as duas janelas, há uma indicação de que a sensibilidade do câmbio para oscilações da média varia com o tempo; a segunda razão é que

utilizaremos os parâmetros estimados com dados até dezembro de 2005 para os dados dos meses seguintes à data para que a análise do teste também seja feita *out-of-sample*.

Com os resultados expostos na Tabela 5, podemos observar que a sensibilidade para variações da média, representada pelo parâmetro θ , é bastante distinta entre os países e, em alguns casos, ao longo do tempo no mesmo país. Uma possível explicação para esse fenômeno pode ser a mudança na abertura comercial e financeira do país, o que pode permitir ou restringir a atuação de arbitradores. Uma mudança na percepção de risco dos países também influenciaria os retornos exigidos para o investimento cambial.

Para ilustrar o impacto de θ na dinâmica de câmbio, podemos analisar como o coeficiente autoregressivo (resultado da fórmula $\exp[-\theta^2(q_{t-1} - \mu)^2]$) se comporta com a variação do câmbio em relação ao equilíbrio, medido em desvios-padrões:

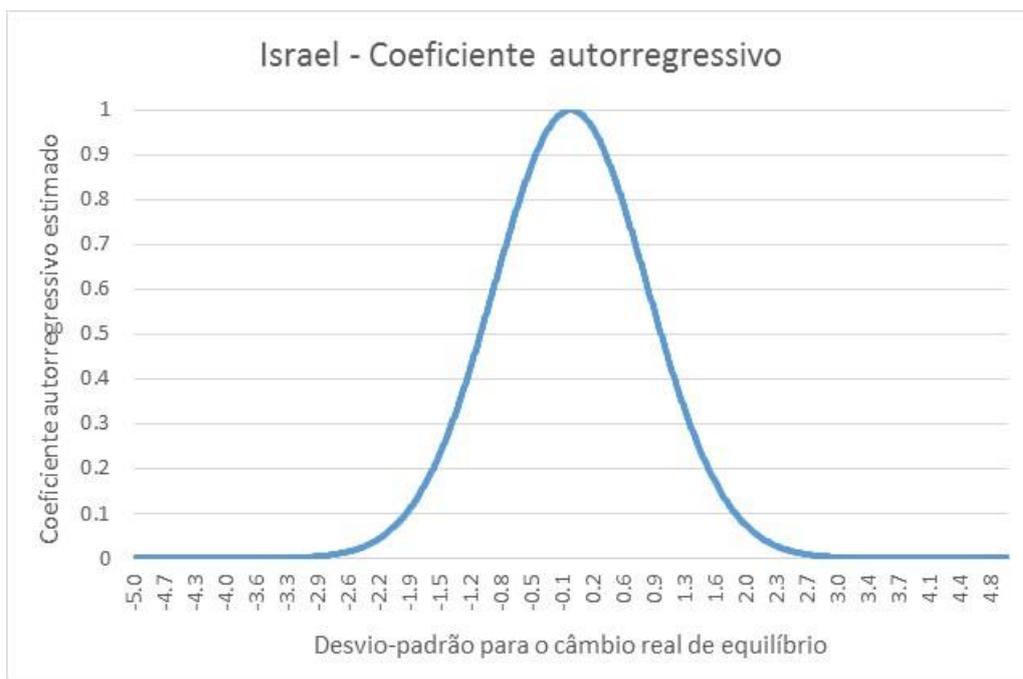


Figura 2 - Gráfico do coeficiente autoregressivo de Israel com a variação do câmbio em desvios-padrões

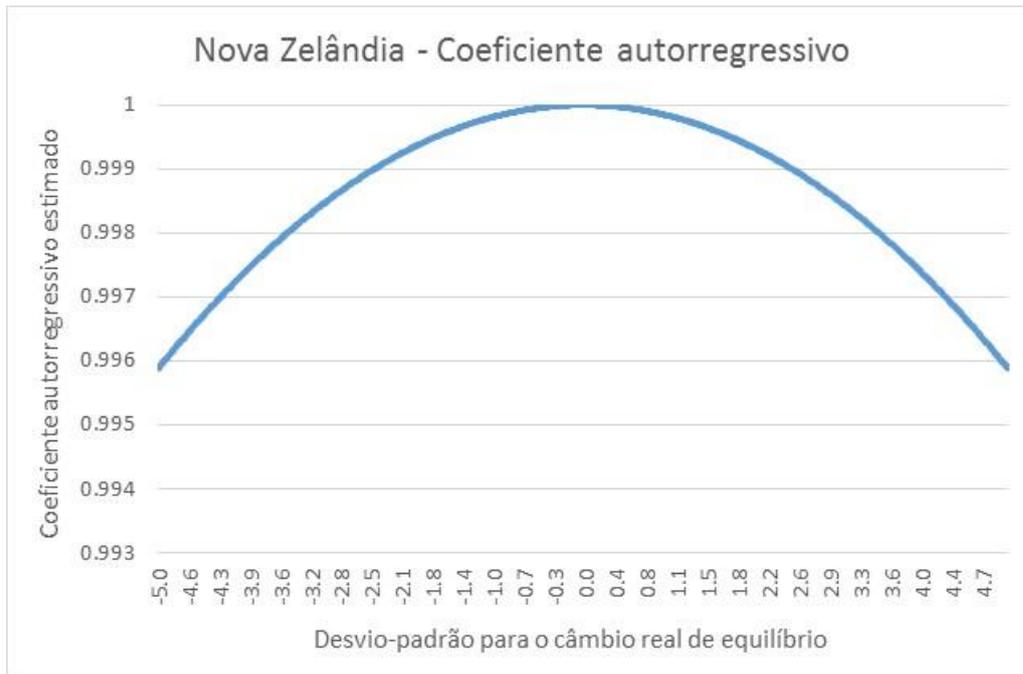


Figura 3 - Gráfico do coeficiente autorregressivo da Nova Zelândia com a variação do câmbio em desvios-padrões

Em consonância com as estimativas apresentadas na Tabela 5, o parâmetro θ de Israel é bem maior que o da Nova Zelândia. Pelos gráficos, vemos que o coeficiente autorregressivo do primeiro é mais sensível a variações de câmbio, o que o afasta mais do ponto em que apresenta um comportamento de raiz unitária dada a mesma oscilação.

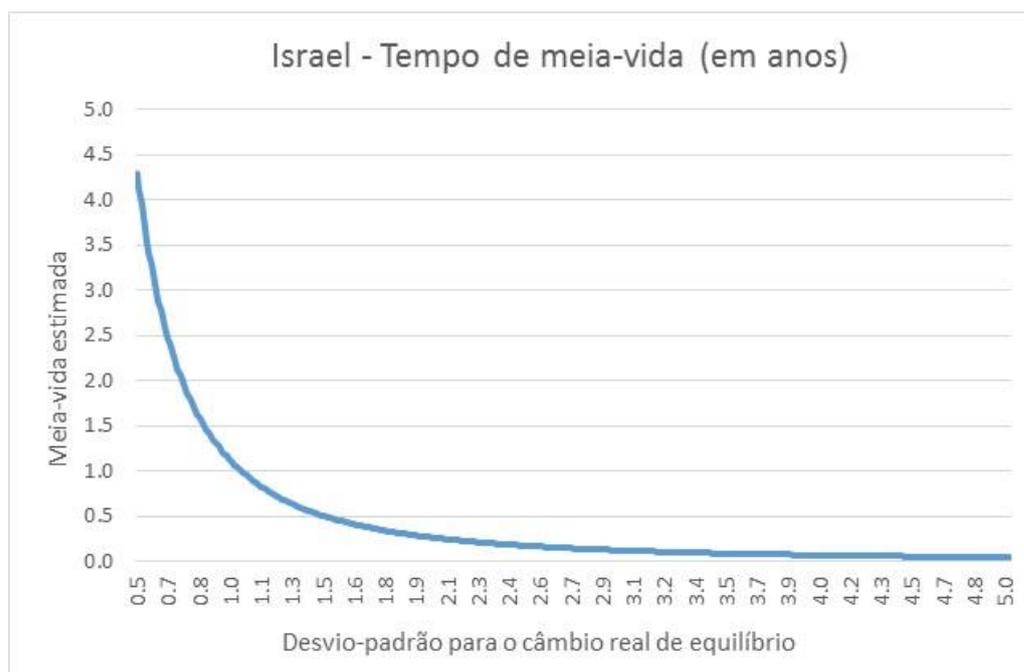


Figura 4 - Gráfico do tempo de meia-vida da Nova Zelândia com a variação do câmbio em desvios-padrões



Figura 5 - Gráfico do tempo de meia-vida Israel com a variação do câmbio em desvios-padrões

Conforme discutido na seção 2.3, o coeficiente autorregressivo define a velocidade estimada de convergência do câmbio para a média. Quanto menor ele for, mais rápida a reversão a média e menor o tempo de meia-vida estimado. Pelas diferenças no θ estimado para cada país, podemos ver pelas Figuras 4 e 5 que o tempo de meia-vida muda de ordem de grandeza, chegando a ficar mais de mil vezes maior na janela considerada.

3.2. Teste do modelo

3.2.1. Estimação *in-sample*

A fim de testar a utilidade prática do modelo, montamos uma cesta de moedas com todas as 31 moedas da amostra. Com todo esse histórico, montamos 15 portfólios diferentes, e, para cada um, utilizamos um número diferente de pares de moedas com os maiores sinais de compra e de venda gerados pela equação (9). Com esses sinais mensais, compramos as moedas com os maiores sinais de compra e

vendemos as com os maiores sinais de venda e atribuímos pesos iguais para cada um desses pares de moedas. Cada cesta possui uma quantidade diferente de duplas de moedas e para comparar o resultado, escolhemos como grupo controle a cesta com todas as moedas compradas com pesos iguais.

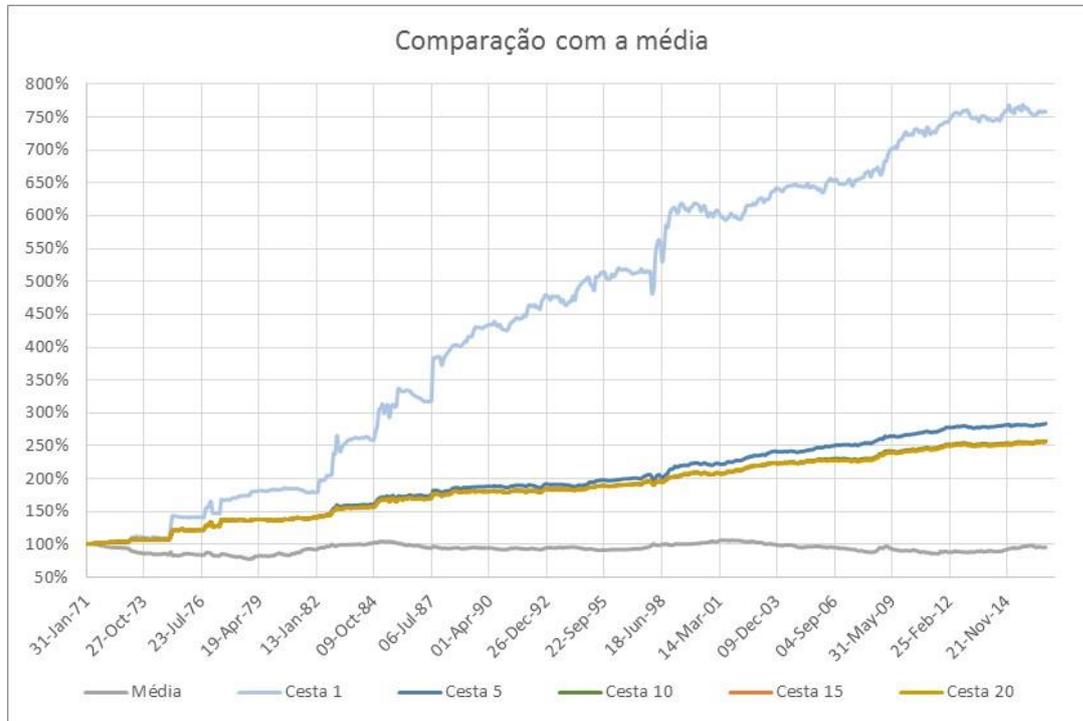


Figura 6 - Gráfico dos retornos das cestas de moedas montadas variando a quantidade de moedas.

A Tabela 6 indica que todos os filtros geram cestas com melhores resultados que o usado como controle. Além de melhores retornos, todos os filtros apresentaram também menores volatilidades e, como consequência, melhores índices de Sharpe. Apesar do retorno do portfólio com um par de moeda se destacar no gráfico, foi a carteira com menor retorno ajustado pelo risco, como evidenciado pelo índice de Sharpe.

Cesta	Ret. (a.a.)	Maior Drawdown	σ (a.a.)	Sharpe
Média	-0.1%	-22.4%	3.1%	-3.4%
Cesta 1	4.5%	-39.1%	7.6%	60.0%
Cesta 2	3.2%	-18.5%	4.4%	72.2%
Cesta 3	2.6%	-20.5%	3.6%	71.6%
Cesta 4	2.4%	-13.7%	3.2%	74.7%
Cesta 5	2.3%	-10.6%	3.0%	76.5%
Cesta 6	2.2%	-8.6%	2.9%	74.1%
Cesta 7	2.1%	-7.2%	2.9%	74.4%
Cesta 8	2.1%	-7.2%	2.9%	73.4%
Cesta 9	2.0%	-7.2%	2.9%	71.8%
Cesta 10	2.1%	-7.2%	2.8%	73.1%
Cesta 11	2.1%	-7.2%	2.8%	74.0%
Cesta 12	2.1%	-7.2%	2.8%	74.0%
Cesta 13	2.1%	-7.2%	2.8%	73.9%
Cesta 14	2.1%	-7.2%	2.8%	73.9%
Cesta 15	2.1%	-7.2%	2.8%	73.8%

Tabela 6 - Tabela com os resultados das cestas de moedas construídas. O índice de cada cesta indica a quantidade de pares de moedas compradas e vendidas igualmente distribuídas a partir dos maiores sinais de compra e venda.

3.2.2. Estimação out-of-sample

Esse modelo anterior teve seus parâmetros especificados dentro da própria amostra testada, o que facilita na geração de bons resultados *in-sample*. Para testar se o modelo possui uma boa previsão *out-of-sample*, estimamos os parâmetros desde o começo da janela, em janeiro de 1971, até dezembro de 2005 e os avaliamos na janela de janeiro de 2006 até setembro de 2016 (apresentados na Tabela 5).

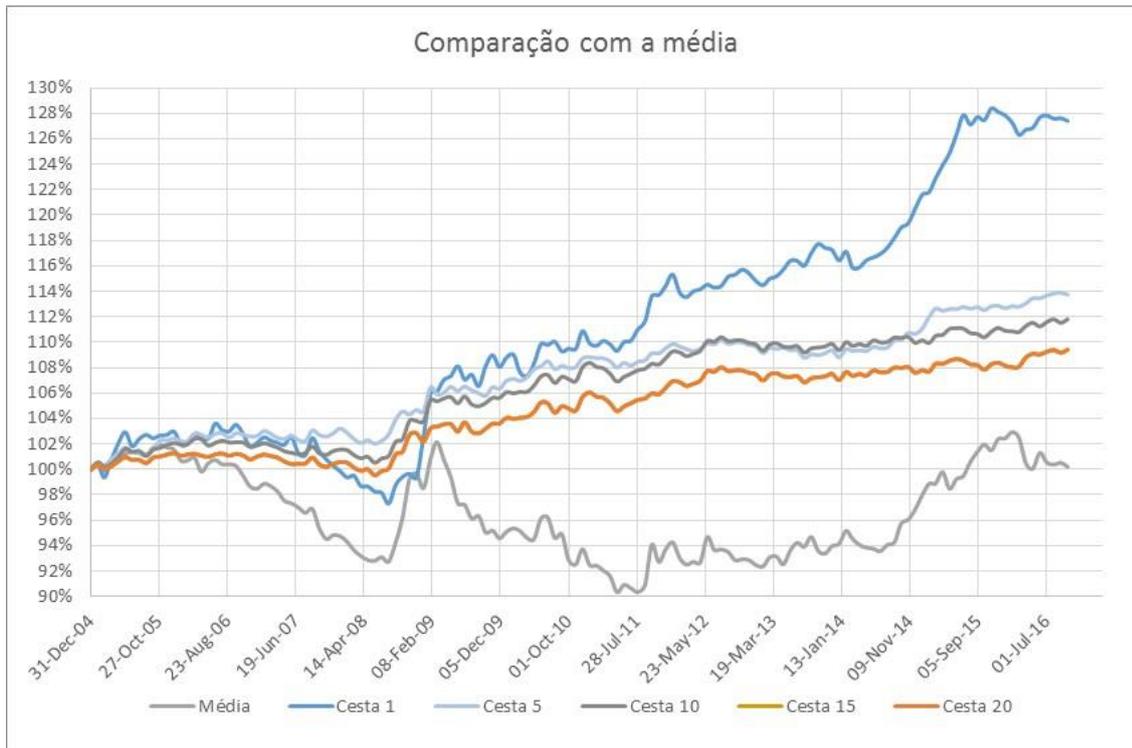


Figura 7 - Gráfico dos retornos das cestas de moedas montadas variando a quantidade de moedas – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005

Pelos resultados apresentados na Tabela 7 e na Figura 8, podemos ver que o modelo proposto continua apresentando retornos superiores à da cesta montada com a média das moedas, além de apresentar um menor *drawdown* e menor desvio padrão. Comparando com os resultados *in-sample*, obtivemos resultados ainda melhores. Essa superioridade de retorno e risco do modelo proposto mostra que ele apresenta um bom caráter preditivo mesmo quando estimado *out-of-sample*.

Cesta	Ret. (a.a.)	Maior Drawdown	σ (a.a.)	Sharpe
Média	0.0%	-11.8%	3.2%	0.1%
Cesta 1	2.1%	-6.3%	2.6%	80.1%
Cesta 2	1.1%	-5.3%	1.9%	56.1%
Cesta 3	0.9%	-3.9%	1.5%	59.9%
Cesta 4	0.8%	-2.2%	1.4%	59.7%
Cesta 5	1.1%	-1.4%	1.2%	90.2%
Cesta 6	1.1%	-1.6%	1.2%	87.1%
Cesta 7	1.0%	-2.2%	1.3%	78.1%
Cesta 8	0.9%	-2.4%	1.3%	70.1%
Cesta 9	0.9%	-2.1%	1.3%	70.9%
Cesta 10	1.0%	-1.9%	1.3%	75.7%
Cesta 11	1.0%	-2.0%	1.2%	76.8%
Cesta 12	0.9%	-1.9%	1.2%	71.4%
Cesta 13	0.8%	-1.8%	1.2%	67.7%
Cesta 14	0.8%	-1.7%	1.2%	64.8%
Cesta 15	0.8%	-1.7%	1.2%	63.9%

Tabela 7 - Tabela com os resultados das cestas de moedas construídas a partir dos maiores sinais de compra e venda – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005

3.2.3.

Estimação *out-of-sample* considerando o diferencial de juros

Nas duas seções anteriores geramos cestas de moedas para analisar o caráter preditivo do modelo, porém, ao se investir em moedas, o diferencial de juros reais deve ser levado em consideração para obter o retorno real do investimento. Para podermos testar para um portfólio real, somamos a variação de câmbio real prevista pelo modelo ao diferencial de juros reais. Cabe observar que no momento em que se definem os sinais somente temos os juros nominais disponíveis no mercado e, em tese, não há como saber quanto será a inflação futura. No entanto, previsões com uma janela de um mês costumam apresentar bons resultados e, como premissa, desprezamos os erros de previsão. Com esses valores em mãos, podemos fazer uma nova ordenação para definir quem são as moedas com maiores sinais de compra e os maiores sinais de venda. Com isso, geramos os portfólios com filtros de diferentes quantidades de moedas para fazer a mesma análise anterior, porém os resultados serão nominais.



Figura 8: Gráfico do retorno do portfólio real montado variando a quantidade de moedas considerando o diferencial de juros – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005

Portfólio	Ret. (a.a.)	Maior Drawdown	σ (a.a.)	Sharpe
Média	0.6%	-33.7%	7.8%	8.1%
Portfólio 1	4.9%	-37.9%	8.1%	60.8%
Portfólio 2	2.9%	-30.0%	5.7%	50.8%
Portfólio 3	1.1%	-15.4%	4.3%	25.1%
Portfólio 4	0.5%	-16.0%	4.0%	12.6%
Portfólio 5	0.3%	-13.5%	3.8%	6.7%
Portfólio 6	0.1%	-16.2%	3.7%	1.8%
Portfólio 7	-0.2%	-16.9%	3.7%	-4.9%
Portfólio 8	-0.3%	-18.6%	3.6%	-9.6%
Portfólio 9	-0.3%	-18.8%	3.6%	-9.4%
Portfólio 10	-0.5%	-19.4%	3.6%	-13.4%
Portfólio 11	-0.3%	-18.5%	3.6%	-8.2%
Portfólio 12	-0.2%	-16.6%	3.5%	-5.7%
Portfólio 13	-0.3%	-16.3%	3.5%	-7.3%
Portfólio 14	-0.3%	-16.5%	3.5%	-8.9%
Portfólio 15	-0.3%	-16.2%	3.5%	-8.7%

Tabela 8: Tabela com os resultados do portfólio real construído a partir dos maiores sinais de compra e venda – janela de jan-2006 até set-2016 usando parâmetros estimados da janela de jan-1971 até dez-2005

Assim como na análise anterior, portfólios com poucas moedas obtiveram retornos acima da carteira com todas as moedas iguais. Porém os portfólios com um número maior de moedas, passou a apresentar retornos negativos.

4 Conclusão

Para previsão do câmbio, os modelos autoregressivos lineares sempre apresentaram dificuldades para superar o passeio aleatório. Uma possível explicação seria a de que, perto do câmbio de equilíbrio, os custos de operações de arbitragem são elevados e os possíveis retornos de um processo de reversão à média tendem a ser mais baixos e não compensariam a entrada de especuladores. No modelo não-linear proposto, há dois regimes: um próximo do equilíbrio (comportamento de passeio aleatório) e um comportamento longe do equilíbrio ocorrendo simultaneamente, mas com pesos variáveis. À medida em que o valor do câmbio se altera, um regime ganha mais peso e o outro perde relevância.

Com o uso do modelo não-linear ESTAR, obtivemos bons resultados para a previsão de movimentos cambiais. Com a cesta de moedas simulada, obtivemos bons retornos com baixo risco (avaliado tanto em termos de desvios-padrão quanto em termos de *drawdown*) e os resultados persistiram tanto na estimação *in-sample* quanto na *out-of-sample*. Para um número menor de pares de moedas conseguimos simular um portfólio real que apresenta retorno positivo considerando o diferencial de juros, porém essa vantagem é perdida ao se aumentar a quantidade de moedas. Tal perda pode indicar que para sinais fracos, em um intervalo onde a distribuição assume um comportamento próximo ao do passeio aleatório, o diferencial de juros atua no sentido inverso movimento do câmbio.

5

Referências bibliográficas

ABUAF, N., AND P. JORION, "Purchasing Power Parity in the Long Run," **Journal of Finance** 45 (1990), 157-74.

CASSEL, G., 'Abnormal Deviations in International Exchanges," **Economic Journal** 28 (1918), 413-15. Money and Foreign Exchange after 1914 (London: Constable, 1922).

COLEMAN, A. M. G., "**Arbitrage, Storage and the Law of One Price: New Theory for the Time Series Analysis of an Old Problem**," discussion paper, Department of Economics, Princeton University, 1995.

DAVUTYAN, N., AND J. PIPPENGER, "Testing Purchasing Power Parity: Some Evidence of the Effects of Transactions Costs," **Econometric Reviews** 9 (1990), 211-40.

DIEBOLD, F. X., S. HUSTED, AND M. RUSH, "Real Exchange Rates under the Gold Standard," **Journal of Political Economy** 99 (1991), 1252-71.

J.-H. LEE, and G. C. WEINBACH, "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities," In C. P. HARGREAVES, ed., **Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration** (Oxford and New York: Oxford University Press, 1994).

DORNBUSCH, R., **Open Economy Macroeconomics** (New York: Basic Books, 1980).

DUMAS, B., "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World," *Review of Financial Studies* 5 (1992), 153-80. , "Partial Equilibrium Versus General Equilibrium Models of the International Capital Market," in F. Van Der Ploeg, ed., **The Handbook of International Macroeconomics** (Oxford: Blackwell, 1994), Chap. 10.

EITRHEIM, O., AND T. TERASVIRTA, "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Econometrics* 74 (1996), 59-75. ELWOOD, S. K., "Is the Persistence of Shocks to Output Asymmetric?," **Journal of Monetary Economics** 41 (1998), 411-26.

ENGEL, C., "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes," **Journal of Political Economy** 107 (1999), 507-38.

ENGLE, R. F., AND C. W. J. GRANGER, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," **Econometrica** 55 (1987), 251-76.

ENGLE, R. F., AND C. W. J. GRANGER, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," **Econometrica** 55 (1987), 251-76.

FROOT, K. A., AND K. ROGOFF, "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates," in K. Rogoff, and G. Grossman, eds., **Handbook of International Economics** (Amsterdam: North-Holland, 1995).

FULLER, W. A., **Introduction to Statistical Time Series** (New York: Wiley, 1976).

GRANGER, C. W. J., AND T. TERASVIRTA, **Modelling Nonlinear Economic Relationships** (Oxford: Oxford University Press, 1993).

KRUGMAN, P. R., **Exchange Rate Instability** (Cambridge, MA: MIT Press, 1989).

LOTHIAN, J. R., AND M. P. TAYLOR, "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries," *Journal of Political Economy* 104 (1996), 488-510. AND -, "Real Exchange Rate Behavior: The Problem of Power and Sample Size," *Journal of International Money and Finance* 16 (1997), 945-54. AND - , "Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability," **Journal of International Money and Finance** 19 (2000), 759-64.

LUUKKONEN, R., P. SAIKKONEN, AND T. TERASVIRTA, "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models," **Biometrika** 75 (1988), 491-99.

MACKINNON, J., "Critical Values for Cointegration Tests," IN R. F. ENGLE, AND C. W. J. GRANGER, eds., **Long-Run Economic Relationships** (Oxford: Oxford University Press, 1991).

MARK, N., "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation," **Journal of International Economics** 28 (1990), 115-36.

MICHAEL, P., A. R. NOBAY, AND D. A. PEEL, "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation," **Journal of Political Economy** 105 (1997), 862-79.

OBSTFELD, M., AND K. ROGOFF, "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy* 103 (1995), 624-60. AND -, *Foundations of International Macroeconomics* (Cambridge, MA: MIT Press, 1996). AND A. M. TAYLOR, "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited," **Journal of the Japanese and International Economies** 11 (1997), 441-79.

O'CONNELL, P. G. J., "Perspectives on Purchasing Power Parity," Ph.D. dissertation, Harvard University, 1997. , "The Overvaluation of Purchasing Power Parity," **Journal of International Economics** 44 (1998), 1-19. AND S.-J. WEI, "The Bigger They Are, The Harder They Fall: How Price Differences Between US Cities are Arbitraged," discussion paper, Department of Economics, Harvard University (paper presented at the CEPR-PIES Conference on "Market integration and Real Exchange Rates," Georgetown University, Washington DC, 2-3 May 1997).

OFFICER, L. H., **Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance** (Greenwich, CT: JAI Press, 1982).

OHANIAN, L. E., AND A. C. STOCKMAN, "**Arbitrage Costs and Exchange Rates**," discussion paper, Department of Economics, University of Rochester (paper presented at the CEPR-PIES Conference on "Market integration and Real Exchange Rates," Georgetown University, Washington DC, 2-3 May 1997).

ROGOFF, K., "The Purchasing Power Parity Puzzle," **Journal of Economic Literature** 34 (1996), 647-68.

TAYLOR, M. P., "An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques," *Applied Economics* 20 (1988), 1369-81. , "The Economics of Exchange Rates," *Journal of Economic Literature* 33 (1995), 13-47. , AND P. C. MCMAHON, "Long-Run Purchasing Parity in the 1920s," *European Economic Review* 32 (1988), 179-97. AND D. A. PEEL, "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates," mimeo, Department of Economics, University of Oxford, 1998. AND L. SARNO, "The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period," *Journal of International Economics* 46 (1998), 281-312. - AND -, "Linear and Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates: Reconciling the Empirical Evidence," mimeo, Department of Economics, University of Oxford, 1999a. AND -, "Nonlinearities in European Real Exchange Rate Adjustment" mimeo, Department of Economics, University of Oxford, 1999b.

TERASVIRTA, T., "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association* 89 (1994), 208-18. , "Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions," In D. E. A. GILES, and A. ULLAH, eds., **Handbook of Applied Economic Statistics** (New York: Dekker, 1998).

TJOSTHEIM, D., "Estimation in Nonlinear Time Series Models," **Stochastic Processes and Their Applications** 21 (1986), 251-73.

TONG, H., **Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach** (Oxford: Clarendon Press, 1990).

WILLIAMS, J. C., AND B. D. WRIGHT, **Storage and Commodity Markets** (Cambridge: Cambridge University Press, 1991).

WU, Y., "Are Real Exchange Rates Non-Stationary?: Evidence from a Panel-Data Test," **Journal of Money, Credit and Banking** 28 (1996), 54-63.

6

Apêndice: Auto-correlograma das moedas

Date: 01/15/17 Time: 14:23
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 417

África do Sul

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.972	0.972	397.03	0.000
		2 0.942	-0.057	770.77	0.000
		3 0.913	0.002	1122.5	0.000
		4 0.879	-0.096	1449.7	0.000
		5 0.848	0.023	1754.4	0.000
		6 0.823	0.111	2042.4	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:22
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 226

Colômbia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.983	0.983	221.18	0.000
		2 0.963	-0.087	434.44	0.000
		3 0.943	-0.015	639.72	0.000
		4 0.925	0.063	838.19	0.000
		5 0.906	-0.053	1029.5	0.000
		6 0.886	-0.040	1213.2	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:21
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 297

Brasil

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.976	0.976	285.93	0.000
		2 0.955	0.049	560.70	0.000
		3 0.934	-0.019	824.16	0.000
		4 0.910	-0.075	1074.9	0.000
		5 0.885	-0.017	1313.3	0.000
		6 0.859	-0.064	1538.3	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:20
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 549

México

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.900	0.900	446.78	0.000
		2 0.830	0.109	827.91	0.000
		3 0.784	0.111	1168.8	0.000
		4 0.745	0.048	1476.7	0.000
		5 0.714	0.061	1760.4	0.000
		6 0.698	0.095	2031.8	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:19
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 399

Turquia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.992	0.992	395.63	0.000
		2 0.983	-0.062	785.19	0.000
		3 0.974	0.008	1168.8	0.000
		4 0.966	0.008	1546.7	0.000
		5 0.957	-0.023	1918.7	0.000
		6 0.947	-0.066	2284.0	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:18
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 544

Nova Zelândia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.991	0.991	536.88	0.000
		2 0.982	0.002	1064.8	0.000
		3 0.972	-0.005	1583.9	0.000
		4 0.963	-0.010	2094.1	0.000
		5 0.954	0.006	2595.6	0.000
		6 0.945	-0.005	3088.6	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:15
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 544

Austrália

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.989	0.989	535.04	0.000
		2 0.978	0.004	1059.4	0.000
		3 0.967	-0.005	1573.2	0.000
		4 0.957	0.002	2076.7	0.000
		5 0.946	-0.013	2569.8	0.000
		6 0.935	-0.006	3052.6	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:25
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 297

Canadá

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.981	0.981	288.43	0.000
		2 0.964	0.070	568.25	0.000
		3 0.947	-0.023	839.08	0.000
		4 0.932	0.037	1102.1	0.000
		5 0.912	-0.123	1354.8	0.000
		6 0.894	0.030	1598.6	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:26
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 549

Japão

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.983	0.983	533.38	0.000
		2 0.965	-0.044	1048.1	0.000
		3 0.945	-0.061	1542.6	0.000
		4 0.924	-0.029	2016.5	0.000
		5 0.903	-0.014	2469.9	0.000
		6 0.883	0.018	2904.2	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:27
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 549

Suíça

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.976	0.976	525.44	0.000
		2 0.951	-0.010	1026.0	0.000
		3 0.926	-0.038	1500.9	0.000
		4 0.900	-0.030	1950.0	0.000
		5 0.876	0.039	2376.5	0.000
		6 0.851	-0.029	2779.9	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:28
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 453

Noruega

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.971	0.971	430.33	0.000
		2 0.943	-0.020	836.34	0.000
		3 0.910	-0.078	1215.7	0.000
		4 0.877	-0.029	1568.8	0.000
		5 0.845	0.009	1897.4	0.000
		6 0.814	0.004	2203.2	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:49
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 213

Romênia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.982	0.982	208.52	0.000
		2 0.965	-0.021	410.45	0.000
		3 0.948	0.038	606.55	0.000
		4 0.931	-0.043	796.40	0.000
		5 0.914	0.019	980.42	0.000
		6 0.898	-0.006	1158.8	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:29
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 441

Suécia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.976	0.976	422.63	0.000
		2 0.950	-0.046	823.95	0.000
		3 0.925	0.020	1205.8	0.000
		4 0.897	-0.102	1565.2	0.000
		5 0.867	-0.034	1901.9	0.000
		6 0.836	-0.037	2215.9	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:29
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 441

Reino Unido

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.976	0.976	422.63	0.000
		2 0.950	-0.046	823.95	0.000
		3 0.925	0.020	1205.8	0.000
		4 0.897	-0.102	1565.2	0.000
		5 0.867	-0.034	1901.9	0.000
		6 0.836	-0.037	2215.9	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:31
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 252

Zona do Euro

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.974	0.974	242.06	0.000
		2 0.948	-0.025	472.11	0.000
		3 0.922	-0.002	690.71	0.000
		4 0.894	-0.061	896.98	0.000
		5 0.868	0.027	1092.2	0.000
		6 0.841	-0.026	1276.3	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:32
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 429

Coréia do Sul

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.969	0.969	405.67	0.000
		2 0.934	-0.081	783.48	0.000
		3 0.902	0.031	1136.5	0.000
		4 0.868	-0.051	1464.2	0.000
		5 0.835	0.005	1768.3	0.000
		6 0.803	-0.009	2050.2	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:33
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 435

Hong Kong

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.997	0.997	435.18	0.000
		2 0.993	-0.032	868.37	0.000
		3 0.990	0.025	1299.7	0.000
		4 0.987	-0.045	1729.0	0.000
		5 0.982	-0.113	2155.5	0.000
		6 0.978	0.051	2579.7	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:34
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 399

Taiwan

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.992	0.992	395.63	0.000
		2 0.983	-0.062	785.19	0.000
		3 0.974	0.008	1168.8	0.000
		4 0.966	0.008	1546.7	0.000
		5 0.957	-0.023	1918.7	0.000
		6 0.947	-0.066	2284.0	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:35
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 324

Cingapura

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.988	0.988	319.07	0.000
		2 0.975	-0.013	631.15	0.000
		3 0.964	0.028	936.83	0.000
		4 0.953	0.017	1236.5	0.000
		5 0.944	0.098	1531.8	0.000
		6 0.935	-0.046	1822.1	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:36
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 429

Israel

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.931	0.931	374.46	0.000
		2 0.894	0.203	720.39	0.000
		3 0.897	0.353	1069.9	0.000
		4 0.848	-0.266	1382.5	0.000
		5 0.835	0.256	1686.4	0.000
		6 0.830	-0.065	1987.2	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:37
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 302

Indonésia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.955	0.955	278.25	0.000
		2 0.904	-0.094	528.34	0.000
		3 0.868	0.153	759.73	0.000
		4 0.845	0.101	979.55	0.000
		5 0.813	-0.106	1183.7	0.000
		6 0.766	-0.131	1365.9	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:37
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 325

Índia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.981	0.981	315.93	0.000
		2 0.962	-0.021	620.68	0.000
		3 0.945	0.031	915.34	0.000
		4 0.925	-0.080	1198.5	0.000
		5 0.907	0.046	1471.5	0.000
		6 0.887	-0.052	1733.7	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:42
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 276

Filipinas

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.990	0.990	273.46	0.000
		2 0.978	-0.091	541.46	0.000
		3 0.966	-0.048	803.51	0.000
		4 0.951	-0.110	1058.5	0.000
		5 0.936	0.019	1306.5	0.000
		6 0.921	-0.010	1547.6	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:43
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 432

Tailândia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.981	0.981	418.47	0.000
		2 0.959	-0.087	819.19	0.000
		3 0.938	0.039	1203.9	0.000
		4 0.916	-0.068	1571.3	0.000
		5 0.896	0.067	1923.8	0.000
		6 0.873	-0.104	2259.5	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:45
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 276

China

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.985	0.985	270.79	0.000
		2 0.970	-0.021	534.22	0.000
		3 0.955	-0.009	790.37	0.000
		4 0.939	-0.009	1039.3	0.000
		5 0.924	-0.006	1281.1	0.000
		6 0.909	-0.012	1515.7	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:44
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 429

Chile

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.964	0.964	401.36	0.000
		2 0.926	-0.036	773.06	0.000
		3 0.889	-0.015	1116.4	0.000
		4 0.851	-0.036	1431.6	0.000
		5 0.813	-0.021	1719.8	0.000
		6 0.774	-0.026	1981.8	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:45
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 252

Rússia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.989	0.989	249.68	0.000
		2 0.972	-0.327	491.71	0.000
		3 0.954	0.033	725.52	0.000
		4 0.936	0.032	951.53	0.000
		5 0.920	0.073	1170.8	0.000
		6 0.904	-0.054	1383.6	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:46
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 216

Polônia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.970	0.970	206.21	0.000
		2 0.936	-0.098	398.89	0.000
		3 0.902	0.008	578.88	0.000
		4 0.864	-0.098	744.85	0.000
		5 0.829	0.034	898.17	0.000
		6 0.795	-0.003	1039.9	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:47
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 276

República Tcheca

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.987	0.987	271.65	0.000
		2 0.974	-0.001	537.08	0.000
		3 0.961	-0.001	796.43	0.000
		4 0.946	-0.060	1049.0	0.000
		5 0.933	0.052	1295.7	0.000
		6 0.921	0.024	1537.0	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:48
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 227

Hungria

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.981	0.981	221.49	0.000
		2 0.963	-0.004	435.65	0.000
		3 0.945	-0.001	642.70	0.000
		4 0.923	-0.089	841.48	0.000
		5 0.906	0.079	1033.5	0.000
		6 0.887	-0.034	1218.6	0.000

Date: 01/15/17 Time: 14:38
Sample: 1971M01 2016M12
Included observations: 552

Malásia

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.994	0.994	548.80	0.000
		2 0.988	-0.083	1091.4	0.000
		3 0.981	0.011	1628.0	0.000
		4 0.975	-0.029	2158.2	0.000
		5 0.968	-0.005	2682.1	0.000
		6 0.961	-0.007	3199.6	0.000