

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Testando a Teoria da Paridade do Poder de Compra
Generalizada no Continente Latino-Americano

José de Anchieta Semedo Neves

Porto Alegre

2006

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Testando a Teoria da Paridade do Poder de Compra
Generalizada no Continente Latino-Americano

José de Anchieta Semedo Neves

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht

Dissertação submetida ao
Programa de Pós-Graduação em
Economia da Faculdade de
Ciências Econômicas da UFRGS,
como quesito parcial para
obtenção do grau de mestre em
Economia.

Porto Alegre

2006

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS

N518t

Neves, José de Anchieta Semedo

Testanto a teoria da paridade do poder de compra generalizada no continente latino-americano / José de Anchieta Semedo Neves. Porto Alegre, 2006.

104 f.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2006.

1. Taxa de câmbio. 2. Teoria monetarista. 3. Integração comercial : América Latina. I. Hillbrecht, Ronald Otto. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.748

**TESTANDO A TEORIA DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA
GENERALIZADA NO CONTINENTE LATINO-AMERICANO**

JOSÉ DE ANCHIETA SEMEDO NEVES

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do grau de mestre em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 05 de janeiro de 2007.

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht - Orientador

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal
UFRGS

Prof. Eraldo Sergio Barbosa da Silva
UFSC

Prof. Dr. Maurício Barata de Paula Pinto
UNB

Em memória de Anita Semedo Neves, minha mãe.

AGRADECIMENTOS

Esta parte é aquela na qual o pós-graduando tem a oportunidade de cumprimentar e agradecer aos responsáveis de forma direta e/ou indireta por sua “sobrevivência” durante o período de atividades tanto direcionadas aos estudos acadêmicos bem como direcionadas ao lazer, diversão e aprendizado humano extra-classe.

No topo da minha lista de agradecimentos coloco *Deus*. Por ter me dado forças, em momentos tão complicados, para poder seguir em frente nesses dois anos e meio de mestrado.

Em segundo lugar, agradeço aos meus pais, Anita Semedo Neves e José da Conceição Neves, por seus incomensuráveis esforços em deixar as maiores heranças que os filhos podem ter: a dignidade e a educação. Grande responsável por estas duas heranças também destaco a minha avó Olindina da Conceição Neves, pessoa que tanto amei e com a qual passei grande parte de minha vida. Os três citados aqui são responsáveis por tudo que conquistei até os dias de hoje e tudo que possa vir um dia a conquistar.

Também agradeço aos professores que tive durante todo o meu período de formação como economista. Dentre os quais agradeço, de forma muito carinhosa, respeitosa e sincera ao Professor Arlindo Villaschi Filho. Foi professor, orientador, conselheiro e amigo em várias ocasiões.

Agradeço ao corpo docente e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul pela oportunidade de aprimorar minha formação como economista, em especial ao professor Ronald Otto Hillbrecht pela orientação neste trabalho.

Agradeço aos amigos que fiz durante o curso, que contribuíram para que, nestes dois anos morando em Porto Alegre, eu tenha vivenciado uma valiosa experiência de vida. O meu objetivo, em princípio, quando optei por fazer uma pós-graduação, era atender minha louca paixão pelo estudo de Ciências Econômicas. Hoje acredito que isto tenha sido importante. Mas, com certeza, o principal resultado destes dois anos foi um amadurecimento e aprendizado como ser humano.

Ao grande amigo Daniel Borges por ter contribuído para tal amadurecimento. Foram/são muitas discussões que tivemos/temos sobre os mais diversos assuntos, desde futebol e economia, até valores e princípios humanos essenciais para termos uma sociedade formada por pessoas mais felizes.

Aos amigos Cléber Parreira, Daniel Borges, Edinho Sabará, Faizal Carsane, Giovanilton, Jaime Fortunato, Nina Yano, Pedro, Samir Serôdio, Volnei Picolotto e mais um tanto de amigos que ganhei durante o curso. Esta não é uma lista única e completa, mas representa um grupo de pessoas com as quais tive grande contato no período de curso.

Agradeço imensamente ao Faizal Carsane por ter me aturado durante um ano e meio, período em que dividimos um apartamento. Também agradeço por ter sido um irmão mais velho nos conselhos e aprendizado propiciados à minha pessoa. Tenho uma imensa admiração pelo Faizal e Cléber Parreira. Aos dois coube noticiar-me sobre a morte de minha mãe, o que não consigo imaginar o quão difícil deve ter sido para estes amigos. Graças aos dois pude ver minha mãe pela última vez, num momento de grande tristeza.

Também gostaria de citar amigos, que juntos com meus familiares, tiveram o papel de patrocinadores financeiros nesse mestrado. São eles: André Gallegos, Andrés, Arlindo Villaschi, Daniel Borges, Faizal Carsane, Nina Yano e Sérgio Manhans.

Aos meus irmãos, José Humberto e Maria José; e ao meu sobrinho Guilherme, por fazerem parte de minha vida.

Este período de curso, 2004-2006, também me possibilitou conhecer o grande amor de minha vida: Marizete Fraron da Silva ou, simplesmente, Mari. Guria com a qual pretendo me casar e ter nossos filhos. À Maria Eduarda e, quem sabe, à Gabrielly e ao Leonardo, que juntos com a Mari, me dão forças para continuar vivendo em busca de felicidade renovável a cada dia de minha vida. Como diria a Mari: “é o AMOR!!!”.

RESUMO

O trabalho desenvolvido tem como objetivo principal testar a teoria da Paridade do Poder de Compra Generalizada (PPCG) para um conjunto de países latino-americanos. O teste consiste em verificar se existe ao menos um vetor de cointegração entre as taxas de câmbio real de um conjunto de países. Os testes de raiz unitária ADF, Phillips-Perron e ADF-GLS foram realizados, num primeiro momento, para detecção da ordem de integração das séries. As séries da Bolívia, Chile e México foram excluídas da análise de cointegração, pois os testes apontaram suas estacionaridades. A análise de cointegração entre cada país latino-americano e cinco países do G-7 não forneceu resultados robustos no que concerne à existência de um vetor de cointegração. Testes bilaterais apontaram a verificação da PPCG em três casos: Argentina e Uruguai; Colômbia e Venezuela; e Equador e Paraguai. Então, foram considerados três grupos de países da região, para os quais se verificou a validade da PPCG. Num segundo momento, foram realizados dois testes de raiz unitária com quebras estruturais: Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). Estes testes apontaram a estacionaridade das séries da Colômbia e do Equador, além das já excluídas anteriormente. Então, formou-se um quarto grupo, composto por Brasil, Argentina, Paraguai, Peru e Venezuela, para o qual não foi verificada a hipótese da PPCG. O trabalho propõe o conceito de *zona de integração potencial* e, com base nos testes de raiz unitária com quebras estruturais, constatou-se a existência de uma *zona de integração potencial* entre Bolívia e Equador e Chile e Uruguai.

PALAVRAS-CHAVE: PPCG. Raízes unitárias. Cointegração. Zona de integração potencial

ABSTRACT

This work has as the main objective to test the Generalized Purchasing Power Parity (GPPP) theory for selected Latin-American countries. The test is about checking the the existence of at least one cointegration vector between the real exchange rates for that countries. First, the ADF, Phillips-Perron, and ADF-GLS unit root tests were carried out in order to detect the cointegration order of the real exchange rates. The Bolivia, Chile, and Mexico series were dropped from the cointegration analysis because the tests pointed to stationarities. The cointegration analysis between each Latin-American country and five countries of the G-7 don't show robust results regarding the exixtence of one cointegration vector. Bilateral tests point to the GPPP validity in three cases: Argentina and Uruguay; Colombia and Venezuela; and Equador and Paraguay. Then, we considered three groups of the region'countries and it was verified the GPPP validity. Two unit root tests in the presence of structural breaks were carried out, namely, Zivot and Andrews (1992), and Perron (1997). Both further point to the stationarity of the Colombia and Equador series. Thus, a fourth group was considered, made up of: Brazil, Argentina, Paraguay, Peru, and Venezuela; for these the GPPP hypothesis was rejected. We suggest a *potential integration area* concept based on the unit root tests in the presence of structural breaks; here it was verified the existence of such an area between Bolivia and Equador, and Chile and Uruguay.

KEY WORDS: GPPP. Unit roots. Cointegration. Potential integration area.

LISTA DE GRÁFICOS

4.1: Taxas de câmbio real.....	68
4.2: Relação de cointegração entre Argentina e Uruguai.....	74
4.3: Relação de cointegração entre Colômbia e Venezuela.....	75
4.4: Relação de cointegração entre Equador e Paraguai.....	75
4.5: Relação de cointegração para o modelo TDLR – Grupo 1.....	77
4.6: Relação de cointegração para o modelo TDL – Grupo 1.....	77
4.7: Relação de cointegração para o modelo TDLR – Grupo 2.....	79
4.8: Relação de cointegração para o modelo TDL – Grupo 2.....	79
4.9: Relação de cointegração para o modelo TDLR – Grupo 3.....	81
4.10: Relação de cointegração para o modelo TDL – Grupo 3.....	81

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1: Teste de cointegração de máxima verossimilhança.....	63
Tabela 4.1: Testes de raiz unitária.....	69
Tabela 4.2: Análise de cointegração entre países latino-americanos e componentes do G-7.....	72
Tabela 4.3: Análise de cointegração bivariada.....	73
Tabela 4.4: Parâmetros do modelo Argentina-Uruguai.....	73
Tabela 4.5: Parâmetros do modelo Colômbia-Venezuela.....	74
Tabela 4.6: Parâmetros do modelo Equador-Paraguai.....	75
Tabela 4.7: Estatísticas de traço e max para o grupo 1.....	76
Tabela 4.8: Parâmetros dos modelos TDLR e TDL para o Grupo 1.....	77
Tabela 4.9: Estatísticas de traço e max para o Grupo 2.....	78
Tabela 4.10: Parâmetros dos modelos TDLR e TDL para o Grupo 2.....	78
Tabela 4.11: Estatísticas de traço e max para o Grupo 3.....	80
Tabela 4.12: Parâmetros dos modelos TDLR e TDL para o Grupo 3.....	80
Tabela 4.13: Teste com quebra estrutural – método Zivot e Andrews.....	82
Tabela 4.14: Teste com quebra estrutural – método Perron.....	83
Tabela 4.15: Estatísticas de traço e max para o Grupo 4.....	84
Tabela 4.16: Datas das quebras estruturais.....	86

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF – Augmented Dickey-Fuller

ADF-GLS – Augmented Dickey-Fuller-Generalized Least Squares

LPU – Lei do Preço Único

MMFP – Modelo Monetário com Flexibilidade de Preços

MMRP – Modelo Monetário com Rigidez de Preços

MQG – Mínimos Quadrados Generalizados

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

PDJ – Paridade Descoberta dos Juros

PP – Phillips-Perron

PPC – Paridade do Poder de Compra

PPCA – Paridade do Poder de Compra Absoluta

PPCG - Paridade do Poder de Compra Generalizada

PPCR – Paridade do Poder de Compra Relativa

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	14
2. ABORDAGENS TEÓRICAS E TÉCNICAS DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA	19
2.1. DOS MÉTODOS ECONOMÉTRICOS EM PPC	21
2.2. MODELOS ESTRUTURAIS.....	28
2.3. MODELO DE PORTFÓLIO EQUILIBRADO.....	32
2.4. DA ALTA VOLATILIDADE	32
2.5. LEI DO PREÇO ÚNICO (LPU).....	34
2.6. O “QUEBRA-CABEÇA” DA PPC.....	35
2.7. MODELOS NÃO-LINEARES	37
2.8. MODELOS ESTRUTURAIS E O “QUEBRA-CABEÇA”	39
3. PPCG: METODOLOGIA E EVIDÊNCIAS.....	42
3.1. METODOLOGIA	42
3.1.1. RAÍZES UNITÁRIAS	45
3.1.2. COINTEGRAÇÃO	54
3.2. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	58
4. PPCG: EVIDÊNCIAS ADICIONAIS PARA AMÉRICA LATINA.....	66
4.1. DADOS.....	66
4.2. DOS RESULTADOS	68

**4.3. ZONA MONETÁRIA ÓTIMA ENTRE PAÍSES EM
DESENVOLVIMENTO: UMA NOVA ABORDAGEM85**

5. CONCLUSÃO 87

REFERÊNCIAS..... 92

1. INTRODUÇÃO

O trabalho que será desenvolvido nas próximas páginas insere-se na literatura da teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC), tendo como objeto de análise países da América Latina.

A teoria da PPC foi desenvolvida a partir da Lei do Preço Único (LPU). A idéia por trás da LPU é de que os preços de determinado produto em diferentes países devem ser iguais quando expressos na mesma moeda. Supõe-se que não há fricções no comércio internacional, tais como custos de transporte, oportunidades de arbitragem e monopólios. Os produtos são homogêneos e transacionáveis. As empresas buscam maximizar lucros e os consumidores maximizam utilidade. A informação é perfeita. Tem-se, portanto, um funcionamento eficiente do mercado. O conceito da PPC consiste de uma ampliação da idéia da LPU, de forma a considerar uma cesta de bens. Assim, uma cesta de bens deve ter seus preços idênticos em diferentes países quando expressos numa moeda comum. A importância da PPC ampliou-se a partir dos trabalhos de Cassel (1918, 1922), quando se discutia uma forma de restabelecer as paridades de diversas moedas, após a primeira Guerra Mundial, aos níveis compatíveis com o ambiente econômico pré-guerra.

A partir da década de 1970, vários foram os estudos empíricos buscando evidências a respeito da PPC. Os resultados não estabelecem um consenso, embora alguns pontos centrais possam ser destacados. Em primeiro lugar, admite-se que a PPC deve ser vista como uma teoria de longo prazo. Em segundo, destaca-se o fato de que as séries das taxas de câmbio são altamente voláteis, sendo os determinantes de tal volatilidade variáveis relacionadas tanto à macroeconomia como a fatores microeconômicos. A tentativa de conciliar a persistência do processo de ajustamento entre 3 e 5 anos à alta volatilidade de curto prazo destas taxas deu origem ao “quebra-cabeça” da PPC (ROGOFF, 1996). O desenvolvimento de novas técnicas econométricas em conjunto com uma maior disponibilidade de dados tem permitido um aumento do poder dos testes. O primeiro estágio dos estudos empíricos consistia da aplicação do modelo de regressão clássico linear. Após a década de 1980, o

desenvolvimento dos testes de raiz unitária permitiu uma maior atenção aos resíduos do modelo, sendo este o cerne do segundo estágio das aplicações empíricas. A partir do momento em que a metodologia de cointegração passou a ganhar espaço (ENGLE; GRANGER, 1987), esta abordagem representou o terceiro estágio das aplicações. O problema relacionado ao baixo poder dos testes fez surgir aplicações com séries de tempo longas bem como a utilização da metodologia de dados em painel. Mesmo diante dos avanços das técnicas econométricas e maior disponibilidade de dados, são persistentes os problemas metodológicos relacionados tanto à técnica quanto à base de dados.

A técnica econométrica apresentada neste trabalho é a de cointegração, onde será utilizada uma metodologia de teste desenvolvida por Enders e Hurn (1994). Os autores denominaram de teoria da Paridade do Poder de Compra Generalizada (PPCG) uma versão mais fraca da PPC. A idéia é que, mesmo que não se verifique a PPC em testes bilaterais, é possível que exista ao menos um vetor de cointegração entre um conjunto de m de países.

O trabalho está estruturado em Introdução e mais 3 capítulos, além da Conclusão.

No segundo capítulo são apresentadas diferentes abordagens no que concerne ao objetivo de avaliar a verificação da PPC. Buscou-se manter uma ordem cronológica da predominância dos diferentes métodos, ainda que se esteja consciente que há uma sobreposição entre eles.

O capítulo três será subdividido em duas subseções. Na seção 3.1 será apresentada a metodologia da PPCG, onde serão desenvolvidos tópicos nos quais serão apresentadas as abordagens técnicas de testes que posteriormente fornecerão *outputs* no capítulo quatro para análise de resultados. Na segunda parte do capítulo, seção 3.2, apresentar-se-á uma síntese de estudos que realizaram testes da PPCG em diferentes regiões do globo terrestre. Os resultados não são consensuais, entretanto, são instrumentos muito importantes para discussões de cunho político-econômicas.

A espinha dorsal do trabalho, qual seja a apresentação dos resultados da aplicação empírica para um grupo de onze países latino-americanos, encontra-se no quarto capítulo. Tendo os Estados Unidos da América (EUA) e o Canadá como países base, foram construídas séries das taxas de câmbio real dos seguintes países: Alemanha, Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, França, Itália, Japão, México, Paraguai, Peru, Reino Unido, Uruguai e Venezuela. A frequência dos dados é

trimestral e o período da análise se inicia no segundo trimestre de 1973, quando não mais vigorava o Acordo de Bretton Woods, e termina no quarto trimestre de 1998, período anterior ao início da entrada em circulação do Euro, moeda comum européia. Embora o objetivo principal do trabalho consista em testar a PPCG na América Latina, este capítulo apresenta um conjunto de *outputs* de extrema importância no que concerne também a testes bilaterais. Na parte de testes de raiz unitária das séries, realizou-se os testes mais comumente encontrados nos estudos da literatura, tais como os testes ADF e Phillips-Perron. De forma a enriquecer o trabalho e refinar quaisquer inferências que possam ser sugeridas ao final, efetuou-se o teste ADF-GLS, desenvolvido por Elliott, Rothemberg e Stock (1996), sendo este sugerido em situações nas quais é verificada uma alta persistência do processo de ajustamento (coeficiente autoregressivo acima de 0,9). O aumento do poder do teste permitido com o uso do ADF-GLS reduz o vício relacionado à não-rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Também foram realizados dois testes de raiz unitária nos quais se abre espaço para a possibilidade de existência de quebras estruturais, a saber: Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). Estes testes têm como objetivo reduzir o vício de não-rejeição da hipótese nula de raiz unitária devido à presença de quebras estruturais. Com base no conjunto de testes de raiz unitária realizados, fez-se a exclusão de países em que suas séries de taxas de câmbio real apresentassem indícios de estacionaridade. Esta exclusão foi realizada pois o uso do método de cointegração exige que as séries sejam integradas de mesma ordem.

Os países que tiveram suas séries de taxas de câmbio testadas para verificar a presença de raiz unitária foram os seguintes: Alemanha, Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, França, Itália, Japão, México, Paraguai, Peru, Reino Unido, Uruguai e Venezuela.

Num primeiro momento, foram excluídos Bolívia, Chile e México, países que tiveram a hipótese nula de raiz unitária rejeitada ao nível de significância de 5% em ao menos um dos seguintes testes: ADF, Phillips e Perron e ADF-GLS. Realizadas tais exclusões, iniciou-se uma bateria de testes de cointegração.

No trabalho de Enders e Hurn (1994) foi sugerido que, sob a hipótese nula de não-cointegração, a existência de ao menos um vetor de cointegração seria uma condição necessária para a existência potencial de uma zona monetária ótima ao estilo Mundell (1961). Os testes de cointegração foram realizados de acordo com o método

de Johansen (1988 e 1991), sendo este baseado numa abordagem de máxima verossimilhança com matriz de informação completa.

Primeiro, verificou-se se as séries de taxas de câmbio real daqueles países, individualmente, são cointegradas com as séries de cinco países componentes do Grupo dos 7 (G-7), a saber: Japão, Alemanha, Reino Unido, França e Itália. Com exceção da Colômbia, tanto a estatística de traço como a max não levaram à rejeição da hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração. No caso da Colômbia, os resultados foram bem conflitantes.

Numa segunda fase, através de testes bilaterais foram identificados três pares de países para os quais se verificou a hipótese da PPCG, a saber: Argentina e Uruguai; Colômbia e Venezuela e Equador e Paraguai.

Em seguida, foram formados três grupos. O Grupo 1 é constituído por Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai, países estes componentes iniciais do Mercosul. No Grupo 2, adicionamos a Venezuela ao grupo anterior, visto que este, dentre os demais países latino-americanos analisados (e que não tiveram a hipótese de raiz unitária rejeitada em suas séries), apresentou esforços principais de cooperação com o Mercosul. Finalmente, no Grupo 3 adicionamos ao Grupo 2 os demais países da América Latina considerados neste estudo, a saber: Colômbia, Equador, Paraguai e Peru.

Um quarto grupo foi construído após adicionar aos países excluídos no primeiro momento a Colômbia e o Equador. O Equador teve a hipótese nula de raiz unitária rejeitada ao nível de 5% de significância quando sua série foi submetida ao teste de Zivot e Andrews (1992) e 1%, quando submetida ao teste de Perron (1997). De outra forma, a série da Colômbia, quando submetida ao teste de Perron (1997), apontou para a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância. Assim, o Grupo 4 está constituído dos seguintes países: Argentina, Brasil, Paraguai, Peru e Venezuela.

Também optei por incluir no capítulo 4, seção 4.4, o que proponho ser uma nova abordagem para a verificação do que denominei *zona de integração potencial*. A idéia se baseia na hipótese de que países que compartilham choques reais num espaço de tempo comum podem ser considerados potenciais formadores de uma região onde se tem espaço para ganhos com políticas de fomento à facilitação do comércio além das fronteiras nacionais. Verificou-se a existência de uma *zona de integração potencial* entre Bolívia e Equador e Chile e Uruguai.

Por último, mas não menos importante, faz-se na Conclusão um resumo dos resultados encontrados no estudo bem como são levantadas algumas limitações da metodologia empregada. Também são sugeridas linhas de pesquisa que possam aprimorar os resultados encontrados em trabalhos futuros. Muito pode ser feito para aprimorar o método, de forma a refinar as conclusões do trabalho.

2. ABORDAGENS TEÓRICAS E TÉCNICAS DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA

As primeiras discussões que deram origem ao que se entende hoje por Paridade do Poder de Compra (PPC) encontram suas origens na escola de Salamanca, nos séculos XV e XVI. Durante o século XIX, economistas clássicos, como Ricardo, Stuart Mill e Marshall, também realizaram qualificações no que concerne a PPC¹. Contudo, foi Gustav Cassel, principalmente em seus artigos de 1918 e 1922, quem levou adiante a idéia de que a taxa de câmbio nominal² deveria corresponder ao nível relativo de preços, no que concerne a uma tendência central. O contexto pós-primeira Guerra Mundial e de quebra do padrão-ouro indagava os economistas a respeito de como deveriam ser estabelecidas as taxas de câmbio de forma a manter as paridades destas às vigentes no período pré-guerra. Isto implicava criar um mecanismo segundo o qual as taxas de câmbio pudessem ser restabelecidas de forma a minimizar as distorções ocasionadas pelo período entre-guerras. Em Cassel (1918 apud DORNBUSCH, 1987, p. 2) encontra-se a seguinte passagem:

The general inflation which has taken place during the war has lowered this purchasing parity in all countries, though in a different degree, and the rates of exchange should accordingly be expected to deviate from their old parities in proportion to the inflation of each country. At every moment the real parity is represented by this quotient between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity 'purchasing power parity' [grifo do autor]. As long as anything like free movement of merchandise and a somewhat comprehensive trade between the two countries takes place, the actual rate of exchange cannot deviate very much from this purchasing power parity.

¹ Nos trabalhos de Officer (1982) e Dornbusch (1987) podem ser encontrados mais detalhes sobre a origem da PPC.

² A partir de agora, ao se referir à taxa de câmbio nominal, será utilizado simplesmente o termo taxa de câmbio.

As derivações da PPC têm origem na Lei do Preço Único (LPU), segundo a qual os preços de determinado produto i devem ser idênticos em diferentes países, quando expressos na mesma moeda:

$$E_t P_t^*(i) = P_t(i) \quad (2.1)$$

onde E_t é o preço de uma unidade de moeda estrangeira em termos da moeda nacional em t ;

$P_t^*(i)$ é o preço do produto i no país estrangeiro em t ;

$P_t(i)$ é preço interno do produto i em t .

A equação (2.1) aplica-se a uma situação em que não exista possibilidade de arbitragem internacional. Contudo, para que isto seja possível tornam-se necessárias as seguintes hipóteses: concorrência perfeita, inexistência de custos de transportes e tarifas e livre mobilidade de capital. Estas hipóteses garantem que o livre comércio entre os países terá como efeito a igualação dos preços de determinado produto i , quando expresso na mesma moeda.

Com base na Lei do Preço Único, tem-se que uma cesta idêntica de produtos, quando expressa numa mesma moeda, deve ter o mesmo valor em diferentes países. A denominada PPC Absoluta (PPCA) pode ser assim expressa:

$$E_t P_t^* = P_t \quad (2.2)$$

onde P_t^* é o índice de preços do país estrangeiro em t ;

P_t é o índice de preços interno em t .

Contudo, a PPCA idealmente apresentada na equação (2.2) apresenta uma série de dificuldades. Em primeiro lugar, dificilmente os produtos componentes da cesta de consumo são idênticos nos dois países. Em segundo lugar, os pesos dos produtos componentes da cesta são diferentes. Determinado produto pode ser imprescindível na cesta de consumo das famílias num país j e dispensável num país k . Como se pode notar, o problema referente aos pesos dos produtos sobrevive mesmo se considerássemos uma cesta de consumo idêntica internacionalmente.

Tais dificuldades são permanentes para a realização de testes empíricos. A escolha do melhor índice de preços pode ser conduzida considerando-se aquele que é composto pelo maior número de produtos comercializáveis internacionalmente. Assim, muitos pesquisadores preferem fazer uso dos índices de preços no atacado em vez de índices de preços ao consumidor (TERRA; ABREU, 2005). Todavia, mesmo

quando se utiliza de preços no atacado o problema não se resolve, uma vez que na determinação destes preços têm influência fatores de produção não-comercializáveis.

Com o objetivo de considerar uma diferenciação de preços constante entre os produtos componentes da cesta de consumo dos países, desenvolveu-se o conceito da PPC Relativa (PPCR), segundo o qual a mudança da taxa de câmbio seria determinada pelo diferencial de variação de preços entre dois países:

$$\begin{aligned}\Delta E_t \cdot \Delta P_t^* &= \Delta P_t \\ \Delta E_t &= \Delta P_t / \Delta P_t^* \approx \pi_t - \pi_t^*\end{aligned}\quad (2.3)$$

onde π_t e π_t^* são as taxas de inflação interna e externa, respectivamente.

Diante das definições de PPCA e PPCR, deve-se ter em mente a seguinte relação: se a PPCA se verifica, implica que a PPCR também se verifica; mas o inverso não é verdade. Quando a análise envolve países com diferenças significativas na taxa de inflação, deve-se esperar que a equação (2.3) seja mais plausível, mesmo que a (2.2) não se verifique. Por outro lado, quando são analisados países com baixas taxas de inflação, não há razão para acreditar que a equação (2.2) não se verifique, desde que os choques reais conduzam a mudanças nos preços relativos das diferentes cestas de consumo (FROOT; ROGOFF, 1995).

Deve-se ter em mente que a teoria da PPC não consiste numa abordagem cujo objetivo consiste em explicitar os determinantes das taxas de câmbio nominal e real. A PPC estabelece uma relação na qual o poder de compra dos consumidores é o mesmo internacionalmente, satisfeita a hipótese de não-fricção no mercado. Assim, vale a pena fazer algumas considerações sobre as abordagens de modelos que enfocam nos determinantes destas taxas de câmbio.

2.1. DOS MÉTODOS ECONOMÉTRICOS EM PPC

Os estudos empíricos iniciais da teoria da PPC consistiam na aplicação do modelo de regressão linear clássico, a saber:

$$y_t = \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

A maior atenção nesse primeiro estágio estava centrada nos parâmetros das variáveis explicativas do modelo, enquanto as propriedades do erro aleatório não eram alvos de investigações minuciosas.

O trabalho de Frenkel (1978) testou a PPCA e a PPCR para os EUA, Inglaterra e França, durante o período de 1921 a 1925, durante o qual vigorava o regime de câmbio flexível. O autor encontrou evidências significativas para as duas versões da PPC.

Todavia, em Frenkel (1981), o autor encontrou evidências contrárias à validade da PPC nos anos 1970 para o caso dos EUA, Inglaterra, França e Alemanha.

Ainda que reconhecida a importância de choques temporários na PPC, tanto teoricamente quanto tecnicamente, as aplicações iniciais careciam de instrumentos para realizar a distinção entre efeitos de curto e longo prazos dos choques reais. Para uma avaliação de estudos durante a década de 1970, um artigo clássico é o de Officer (1976).

Outra questão importante nesse primeiro estágio das aplicações à teoria da PPC refere-se ao fato de as variáveis serem simultaneamente determinadas. Dessa forma, a orientação sobre colocar uma variável no lado direito da equação e não no esquerdo pode ser um tanto quanto arbitrária. Isard (1977) e Giovannini (1988) realizaram estudos revertendo as variáveis na aplicação da PPC (FROOT; ROGOFF, 1995). De forma a lidar explicitamente com o problema da endogeneidade, Krugman (1978) e Frenkel (1981) utilizaram-se do método de variáveis instrumentais. (FROOT; ROGOFF, 1995)

Para um economista moderno parece óbvio que este primeiro estágio tem sua grande fraqueza no fato de não levar em consideração a possibilidade de as variáveis sob análise (preços relativos e taxas de câmbio) serem não-estacionárias. No caso de não-estacionaridade das variáveis, o analista pode está rodando um modelo de regressão espúria (Granger; Newbold, 1974), fato que pode ser confirmado ao analisar as propriedades do erro aleatório. A atenção, então, dirigida ao termo de erro abre caminho para a aplicação dos testes de raiz unitária, desenvolvidos a partir do final da década de 1970.

A aplicação destes testes³ consiste em verificar se a taxa de câmbio real sugerida pela PPC⁴

³ Uma apresentação mais cuidadosa será apresentada no capítulo 3, seção 3.1.

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (2.5)$$

segue um passeio aleatório. Desenvolvido por Dickey e Fuller (1979), o teste de raiz unitária mais comumente utilizado, denominado DF, consiste em rodar a seguinte regressão (modelo mais geral com tendência linear):

$$\Delta q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

onde $\gamma = \alpha_2 - 1$;

$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$.

Sob a hipótese nula de raiz unitária ($\gamma = 0$), o teste consiste em verificar se γ é igual a zero. Deve-se ter em mente que as estatísticas t padrão não são corretas, uma vez que o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em (2.6) não é padrão sob H_0 , ou seja, que q_t segue um passeio aleatório. As estatísticas apropriadas para os intervalos de confiança são obtidas de Dickey e Fuller (1979).

Uma versão alternativa para o teste DF consiste no Dick-Fuller Aumentado (ADF) (DICKEY; FULLER, 1981):

$$\Delta q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma q_{t-1} + \Phi \Delta q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

O teste ADF deve ser conduzido quando o termo ε_t em (2.6) for autocorrelacionado.

Ao utilizar o teste de raiz unitária para verificar a PPC, a hipótese alternativa é de que tal teoria vale no longo prazo e, assim, $\alpha_1 = 0$ e $-2 < \gamma < 0$ ($-1 < \alpha_2 < 1$).

Outra modalidade de teste de raiz unitária consiste no teste de Phillips-Perron (PP) (PHILLIPS, 1987; PHILLIPS; PERRON, 1988), o qual considera a hipótese de resíduos não-normais, não-independentes e não-identicamente distribuídos. Os testes ADF e PP são os mais difundidos nas aplicações dos testes de raiz unitária. Mas já a partir da década de 1980, testes que possibilitam a inclusão de quebras estruturais (PERRON, 1989; PERRON; VOGELSANG (1992); ZIVOT; ANDREWS, 1992; PERRON, 1997) e testes que fazem uso do método dos Mínimos Quadrados

⁴ Visto que a equação (2.5) considera as variáveis em logaritmos, deve-se ter em mente que quando se está considerando a PPCA, então $q_t = 0$. Quando se considera a PPCR, então q_t é uma constante. De qualquer forma, o importante é ter em mente que os valores observados de q_t permitem verificar se os desvios da taxa de câmbio real são permanentes.

Generalizados (MQG) (HAKKIO, 1984; ELLIOT; ROTHEMBERG; STOCK, 1996) foram desenvolvidos.

Uma segunda técnica que pode ser utilizada para verificar a estacionaridade das séries denomina-se razão de variâncias. Sob a hipótese nula de raiz unitária, a variância de determinada série deve crescer linearmente no tempo e a estatística

$$Z(k) = \frac{T}{T-k+1} \left[\frac{k \text{Var}(\Delta q_t)}{\text{Var}(\Delta^k q_t)} \right] \quad (2.8)$$

deve ser igual a um $\forall i$. No caso de a série ser estacionária, a estatística k converge para zero.

A terceira técnica consiste no uso da integração fracional, o que permite aumentar a chance de se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Isto porque para os casos em que $0 < d < 1$, onde d é a ordem de integração, determinada série também apresenta um processo estacionário. Processos ARFIMA possuem funções de autocovariância que decaem mais lentamente que um processo ARMA.

O segundo estágio permitiu aos pesquisadores centrar atenção para o caso de não-estacionaridade das séries. Contudo, sob a hipótese nula de raiz unitária, tem-se um baixo poder nos testes para rejeitar a hipótese nula. Uma série que tenha uma lenta tendência à reversão para uma média ou tendência central dificilmente terá a hipótese nula rejeitada. A inclusão de uma maior base de dados tem sido a alternativa comumente usada na literatura sobre PPC para lidar com o baixo poder dos testes de raiz unitária⁵.

Duas abordagens são utilizadas com o objetivo de aumentar a base de dados para a realização de testes empíricos. Os testes usando dados cross-section e os testes utilizando longas séries de tempo. A primeira consiste em considerar simultaneamente vários países na implementação dos testes. Ou seja, dada uma disponibilidade de T anos na base de dados, realiza-se uma regressão com um número $N > 1$ de países. O primeiro trabalho a sugerir um aumento do poder do teste com regressões cross-section, utilizando o método MQG, foi Hakkio (1984). Outro trabalho clássico utilizando regressões cross-section é o de Abuaf e Jorion (1990), que também

⁵ Ao contrário do que se pode imaginar, o problema relacionado ao baixo poder dos testes de raiz unitária não pode ser solucionado pelo simples aumento da frequência das observações, ou seja, partir de dados anuais para trimestrais ou mensais. Esta constatação se deve a Shiller e Perron (1985).

confirmaram o aumento do poder dos testes quando se utilizam regressões cross-section (pelo método MQG), embora seus testes não tenham alcançado muito sucesso em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária das taxas de câmbio real de dez países. Outros estudos que fazem uso da abordagem cross-section podem ser encontrados em Cumby (1996).

Em relação à metodologia de dados em painel, O'Connell (1998) e O'Connell e Wei (2002) chama a atenção para a forma como as informações cross-section são reunidas e a metodologia de painel é aplicada. Os artigos de Papell (1997), Wei e Parsley (1995) e Edison, Gagnon e Melick (1994) sugerem que as inferências baseadas na metodologia de painel são sensíveis à seleção amostral e à escolha do país base para construção da taxa de câmbio real⁶, o que pode levar a uma dependência cross-sectional nas séries analisadas. Outra crítica realizada por Sarno e Taylor (1998) e Taylor e Sarno (1998) é que muitos dos estudos com base nesta metodologia podem estar equivocados devido a uma má interpretação da hipótese nula empregada no trabalho de Abuaf e Jorion (1990). A hipótese nula é de que existe uma não-estacionaridade conjunta das séries dos países analisados. Assim, pode ser que haja um excesso de otimismo no que concerne à validação da PPC. Isto porque pode acontecer que a hipótese nula de raiz unitária conjunta seja rejeitada quando pelo menos uma das séries for estacionária.

A segunda abordagem em busca de aumentar o poder dos testes de raiz unitária consiste em aumentar o período da amostra. Os trabalhos de Frankel (1986), Edison (1987), Abuaf e Jorion (1990), Johnson (1990), Diebold, Husted e Rush (1991), Glen (1992) e Cheung e Lai (1993) são exemplos de aplicações de testes com séries de tempo longas. Quando se faz uso de uma série muito ampla, a indagação que pode surgir consiste no fato de se estar misturando períodos históricos com diferentes regimes cambiais e diferentes fatores institucionais e políticos.

Por exemplo, o uso de uma série de tempo extensa mescla períodos de regime de câmbio fixo (por exemplo, durante o padrão ouro ou a vigência do acordo de Bretton Woods), em que há uma baixa volatilidade da taxa de câmbio, com períodos de câmbio flexível (por exemplo, o período pós Bretton Woods), em que há uma

⁶ Um teste multivariado com base no método de cointegração de Johansen (1988 e 1991) pode ser encontrado em Taylor e Sarno (1998).

grande volatilidade das séries de câmbio⁷. Outro exemplo seria a análise em conjunto de dados em período de paz e períodos de guerra (ROGERS, 1995). Ou ainda, períodos de altas taxas de inflação com períodos de inflação controlada.

Embora tal indagação tenha um apelo intuitivo, em Lothian e Taylor (1996) encontra-se uma tentativa de desmistificar tal questão. Os autores trabalham com um grande período amostral para as séries de câmbio real do dólar/libra esterlina (1791-1990) e franco francês/libra esterlina (1803-1990). Utilizando-se do teste de estabilidade de Chow para comparar os coeficientes de um modelo AR (1) entre o período de vigência do acordo de Bretton Woods e o período pós Bretton Woods, os autores não rejeitaram a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros. Os autores, então, concluíram que não há evidência de que a inclusão de períodos de taxa de câmbio fixa conduz a uma estimativa viciada dos testes de raiz unitária. O artigo de Hegwood e Papell (1998) aborda o problema que se incorre quando choques reais podem gerar quebras estruturais ou alterações na taxa de câmbio real de equilíbrio.

Um problema ainda não solucionado no estágio dois refere-se à tentativa de inserir na análise da PPC o aspecto relacionado à dinâmica das variáveis no decorrer do tempo. Neste contexto, essa área da teoria econômica, sobretudo a partir do final da década de 1980, passou a ser objeto de vários estudos que fazem uso do método de cointegração. Por este instrumental ser de especial interesse para o presente trabalho, realizar-se-á uma apresentação mais detalhada da abordagem no capítulo 3, seção 3.1.

Há um consenso na literatura sobre PPC de que tal teoria, embora não seja apropriada para uma análise de curto prazo, pode ter relevância quando o objetivo é verificar uma tendência de longo prazo. Esta constatação fez da PPC uma área interessante no que concerne à aplicação do método de cointegração. Tal abordagem tem como objetivo encontrar um mecanismo de ajustamento, segundo o qual se evidencia uma relação de longo prazo. A técnica, cujo desenvolvimento se deu a partir do artigo de Engle e Granger (1987), requer uma relação menos rígida entre as variáveis. Nos testes de raiz unitária do estágio dois, a taxa de câmbio real era definida como na equação (2.5). Com o uso dos testes de cointegração, a definição da taxa de câmbio real pode ser mais ampla e expressa da seguinte forma:

$$q_t = \alpha e_t + \mu^* p_t^* - \mu p_t \quad (2.9)$$

⁷ Em Parsley e Popper (2001) aponta-se para a existência de diferenças significativas no que concerne à relação entre o comportamento da taxa de câmbio real e os arranjos oficiais da taxa de câmbio nominal. Os autores admitem que as diferenças não são tão grandes como costuma-se supor.

onde μ e μ^* são parâmetros a ser estimados;
as variáveis q , e , p^* e p são os logaritmos de Q , E , P^* e P , respectivamente.

Em (2.9) a restrição segundo a qual $\alpha = 1$ e $\mu^* = \mu = -1$ não é necessária. Desta forma, estabelece-se uma versão mais fraca da PPC, exigindo-se para que esta seja válida que apenas uma combinação linear entre as variáveis e_t , p_t e p_t^* seja estacionária.

Existe uma série de trabalhos para verificar a validade da PPC baseados no método de cointegração. Entre muitos, tem-se Edison e Klovland (1987), Corbae e Ouliaris (1988), Enders (1988), Kim (1990), Mark (1990), Fisher e Park (1991), Cheng e Lai (1993), Kugler e Lenz (1993).

Tais estudos sistematizaram alguns resultados. O fato de a hipótese nula de não-cointegração poder ser rejeitada com mais facilidade quando o teste é aplicado em regimes de câmbio fixo é a primeira característica. Em segundo lugar, tem-se que as estimativas baseadas em índices de preços ao consumidor alcançam menos êxito do que as baseadas em índices de preço no atacado, no que concerne à validação da PPC (o que também é constatado nos testes dos estágios anteriores). E outra constatação refere-se ao fato de que o relaxamento da existência de simetria, $\mu^* = \mu = -1$ e proporcionalidade, $\mu^* = \mu$, faz com que a hipótese nula de não-cointegração seja rejeitada com mais facilidade.

Ainda que o terceiro estágio de testes tenha sido mais exitoso que o estágio dois no que se refere à validação da PPC, tem-se uma grande indagação sobre o significado econômico dos resultados encontrados.

As estimativas dos vetores de cointegração variam significativamente de um estudo para outro. Uma das explicações para isto pode ser o vício relacionado à pequena amostra, conforme explanado por Banerjee et al (1986). Tal estudo sugere que $R^2 < 0,95$ provavelmente leva a estimativas viciadas. Baixos valores para o R^2 são freqüentes em estudos referentes ao pós Bretton Woods. Uma das alternativas para driblar tal problema é aumentar a base de dados incluída nas aplicações.

Análises empíricas vêm sendo conduzidas com o objetivo de verificar a validade da PPC. Não há um consenso nos resultados encontrados. À medida que são desenvolvidas novas técnicas econométricas e aumenta a disponibilidade de dados

bem como são consideradas diferentes abordagens teóricas, novos *insights* são apresentados.

2.2. MODELOS ESTRUTURAIS

A teoria da PPC também tem sido alvo de estudos que partem de uma análise baseada em modelos estruturais, segundo os quais se tem grande importância na determinação da taxa de câmbio real macrovariáveis como diferencial de produtividade entre os setores de produtos comercializáveis e não-comercializáveis, o nível de gasto governamental com ambos tipos de produtos, o nível de renda, termos de troca, entre outros.

O modelo Harrod-Balassa-Samuelson (HBS), devido a estudos de Harrod (1933), Balassa (1964) e Samuelson (1964), difundiu a idéia de que a taxa de câmbio real varia ao longo do tempo porque os países ricos têm um nível de preços mais elevado do que o dos países pobres. De outra forma, os países com rápido desenvolvimento tecnológico apresentam nível de preços mais elevados que países com desenvolvimento tecnológico mais lento. A idéia baseia-se no fato de que o progresso tecnológico e, logo, o aumento de produtividade ocorre primordialmente nos produtos comercializáveis. Dado o aumento do nível salarial (w) (devido ao aumento de produtividade no setor de produtos comercializáveis) e sendo o nível de preços fixo no setor de produtos comercializáveis (P_c) (pelo fato de os preços serem estabelecidos pelo mercado internacional), o setor de produtos não-comercializáveis é obrigado a aumentar os seus preços (P_{nc}) para compensar um salário mais alto do fator trabalho. No modelo HBS, as variáveis de interesse (w , $p_{nc} = P_{nc}/P_c$, K_c/K_{nc} , L_c/L_{nc})⁸ são determinadas pelo lado da oferta. Os fatores relacionados à demanda não têm implicações, desde que satisfeitas as seguintes hipóteses: (i) economia pequena, na qual a taxa de juros é determinada internacionalmente; (ii) mobilidade instantânea dos fatores trabalho e capital entre os setores de produtos comercializáveis e não-comercializáveis; (iii) mobilidade internacional de capital; (iv) concorrência perfeita; (v) função de produção dos dois setores homogênea de grau zero.

⁸ K_i e L_i representam o total de fatores capital e trabalho nos setores de produtos comercializáveis e não-comercializáveis, respectivamente.

Uma idéia paralela à sugerida pelo modelo HBS, deve-se a Baumol e Bowen (1966), segundo os quais o setor de produtos comercializáveis apresenta maior grau de desenvolvimento tecnológico que o setor de produtos não-comercializáveis, sendo este mais intensivo no fator trabalho. Outra racionalização para o fato das diferenças de preços se deve a Kravis e Lipsey (1982) e Bhagwati (1984) que partiram da idéia de que a proporção do fator capital sobre o fator trabalho é maior nos países ricos, o que implica que nesses países haverá um nível salarial maior e, logo, um nível de preços também maior.

A idéia de que uma política fiscal expansionista (via gasto público) tende a elevar o preço relativo dos produtos não-comercializáveis, satisfeita a condição de que o gasto governamental nestes produtos é proporcionalmente maior relativamente ao setor privado, foi desenvolvida por Froot e Rogoff (1991). Os autores constataram que os fatores de demanda numa economia pequena, ao contrário do modelo HBS, podem ser importantes no curto prazo quando um (ou ambos) fatores de produção não apresente mobilidade instantânea entre os setores.

Na tentativa de chamar atenção para a importância da interação entre os fatores de oferta e demanda, De Gregório, Giovannini e Wolf (1994) chegaram à constatação de que tanto o diferencial de produtividade quanto o gasto governamental e a renda foram importantes para explicar o comportamento do preço relativo dos produtos não-comercializáveis. Assim, tal resultado abre espaço para a consideração de uma interação entre os fatores de oferta e demanda na compreensão das flutuações da taxa de câmbio real.

Alternativamente, outro foco para compreender os desvios da PPC encontra-se na teoria conhecida como “pricing to market”. Desenvolvida por Krugman (1987) e Dornbush (1987), a atenção volta-se para as flutuações ocasionadas pela existência de oligopólios multinacionais. Esta imperfeição do mercado faz com que as firmas possam praticar diferenciação de preços nos mercados de diferentes países. Ao contrário do modelo HBS, cujo foco era dado aos preços dos produtos não-comercializáveis, esta teoria tem como principal objeto de análise os produtos comercializáveis. Outra alternativa que possibilita ampliar a importância desta teoria seria considerar a existência de custo de ajustamento quando as firmas decidem por uma mudança de preço (KASA, 1992), ou ainda, do lado dos consumidores, a existência de custos fixos para mudar de um produto para outro (FROOT; KLEMPERER, 1989).

Os estudos empíricos e a literatura mais recente quanto à validação da PPC têm sido enfáticos em suas constatações de que tal teoria deve ser vista como uma relação de longo prazo, destarte a alta volatilidade da taxa de câmbio real no curto prazo. Tal volatilidade, acredita-se está diretamente correlacionada com o comportamento da taxa de câmbio nominal. Nesse contexto, existem várias visões teóricas que buscam sistematizar o comportamento desta taxa, de forma a se tornar base teórica para testes empíricos.

As teorias mais influentes e que se tornaram padrão baseiam-se em modelos monetários. De acordo com tais modelos, a taxa de câmbio nominal, que nada mais é que o preço relativo de duas moedas, é determinada pelos fatores de oferta e demanda das duas moedas. As equações que representam o equilíbrio nos mercados monetários interno e externo são as seguintes:

$$\left. \begin{aligned} m_t - p_t &= \beta y_t - \alpha i_t \\ m_t^* - p_t^* &= \beta y_t^* - \alpha i_t^* \end{aligned} \right\} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

onde m_t e m_t^* são, respectivamente, os logaritmos dos estoques de moeda interna e externa;

y_t e y_t^* são, respectivamente, os logaritmos dos níveis de renda real interna e externa;

i_t e i_t^* são, respectivamente, as taxas nominais de juros interna e externa;

ε_t e ε_t^* são, respectivamente, erros ruído-branco $\sim (0, \sigma^2)$.

Considera-se que cada parâmetro α e β são iguais nos dois países. Subtraindo a segunda equação da primeira:

$$\begin{aligned} (m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) &= \beta(y_t - y_t^*) - \alpha(i_t - i_t^*) + (\varepsilon_t - \varepsilon_t^*) \\ -(p_t - p_t^*) &= -(m_t - m_t^*) + \beta(y_t - y_t^*) - \alpha(i_t - i_t^*) + (\varepsilon_t - \varepsilon_t^*) \\ (p_t - p_t^*) &= (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) + (\varepsilon_t - \varepsilon_t^*) \end{aligned} \quad (2.11)$$

Dadas as condições de equilíbrio no mercado monetário, passamos a considerar os dois principais modelos.

O primeiro é o modelo monetário com flexibilidade de preços (MMFP), que consiste no modelo monetário mais simples. Abstraindo de qualquer imperfeição de mercado, vale a PPC, tal que:

$$(p - p^*)_t = e_t + u_t \quad (2.12)$$

onde $u_t \sim (0, \sigma^2)$.

De (2.11) e (2.12) segue:

$$e_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t - (\varepsilon - \varepsilon^*)_t - u_t \quad (2.13)$$

Supõe-se uma versão modificada da Paridade Descoberta de Juros (PDJ)⁹, onde o prêmio de risco varia no tempo ρ_t , tal que:

$$(i - i^*)_t = E_t[e_{t+1} - e_t] + \rho_t \quad (2.14)$$

onde E_t é o operador de esperança condicionado à informação disponível em t .

Substituindo (2.14) em (2.13), tem-se a equação de determinação da taxa de câmbio nominal, derivada primeiramente por Mussa (1976):

$$e_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha\{E_t[e_{t+1} - e_t] + \rho_t\} - (\varepsilon - \varepsilon^*)_t - u_t \quad (2.15)$$

Uma alternativa ao MMFP surge na abordagem que considera que os preços e salários nominais são rígidos no curto prazo ou, pelo menos, não se ajustam de forma tão rápida como no modelo com preços flexíveis.

Tendo como precursor o artigo de Dornbusch (1976), o modelo monetário com rigidez de preços (MMRP) traz como resultado a idéia de que, no curto prazo, a taxa de câmbio nominal ultrapassa a taxa de equilíbrio de longo prazo. Este fenômeno é conhecido como ultrapassagem (do inglês *overshooting*).

Os estudos mais recentes nesta literatura baseiam-se na hipótese de proporcionalidade entre a taxa de câmbio real e o diferencial das taxas de juros. O ponto de partida consiste em subtrair a expectativa do diferencial da inflação em ambos os lados de (2.14):

$$\begin{aligned} (i - i^*)_t - E_t[(p_{t+1} - p_t) - (p_{t+1}^* - p_t^*)] &= E_t[e_{t+1} - e_t] + \\ - E_t[(p_{t+1} - p_t) - (p_{t+1}^* - p_t^*)] + \rho_t & \end{aligned} \quad (2.16)$$

Definindo $r_t^e \equiv i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$ como a expectativa da taxa de juros real *ex ante*, tem-se:

$$r_t - r_t^* = E_t(q_{t+1} - q_t) + \rho_t \quad (2.17)$$

Supondo que existe uma taxa de câmbio real de equilíbrio no longo prazo μ_t , em direção à qual há uma reversão das taxas de curto prazo, tem-se:

⁹ Sigla do termo em inglês *Uncovered Interest Parity*.

$$E_t(q_{t+1} - q_t) = -\theta(q_t - \mu_t) \quad (2.18)$$

De (2.17) e (2.18) segue:

$$\begin{aligned} r_t - r_t^* &= -\theta(q_t - \mu_t) + \rho_t \\ q_t - \mu_t &= -\frac{1}{\theta}(r_t - r_t^*) + \rho_t \end{aligned} \quad (2.19)$$

2.3. MODELO DE PORTFÓLIO EQUILIBRADO

Outra abordagem de determinação da taxa de câmbio, desenvolvida por Tobin (1969), se denomina Modelo de Portfólio Equilibrado. A premissa básica é que os ativos financeiros (monetários e não monetários) domésticos e estrangeiros não são substitutos perfeitos. Cada agente busca equilibrar os ativos componentes de seu portfólio de acordo com uma função de retornos esperados. Desenvolvimentos subseqüentes também consideram a decisão de composição de seu portfólio com base na maximização da utilidade esperada dos ativos. A idéia básica do modelo é que a taxa de câmbio é determinada pelas ofertas e demandas de ativos financeiros internos e externos. Estudos pioneiros no que concerne a esta abordagem podem ser encontrados em Kouri (1976), Branson (1977), Girton e Henderson (1977).

2.4. DA ALTA VOLATILIDADE

Em dois artigos publicados em 1983(a,b), Meese e Rogoff constataram que a previsibilidade de um simples processo martingale é tão boa quanto a encontrada com base em modelos estruturais (como é o caso do MMFP e MMRP) num período até um ano a frente dos dados utilizados para estimação. O primeiro destes trabalhos fez uso de uma variedade de técnicas de estimação. No segundo artigo eles corroboraram tal resultado fazendo uso de uma técnica denominada *grid-search*, procedimento este que evita alguns erros de estimação, como o vício de simultaneidade (FRANKEL; ROSE, 1995).

A constatação de Meese e Rogoff tem incomodado muitos pesquisadores, que tentam superar tal resultado por meio de técnicas econométricas mais avançadas. Assim, estudos com modelos não-lineares e estimação não-paramétrica bem como técnicas de estimação paramétricas, com modelos univariados (ARIMA) e com modelos de vetores autoregressivos (VAR), têm oferecido alternativas que buscam superar tal resultado.

O fato de existir uma grande correlação entre a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio real (somado a constatação de que os choques existentes se dissipam lentamente (MARK, 1990)) tem sido incorporado às discussões concernentes aos diferentes regimes de câmbio. Nesse contexto, tem sido amplamente discutidos os fatores determinantes da volatilidade de ambas as taxas. Primeiramente, parece ser consensual o fato de que a volatilidade nessas taxas é menor em períodos de câmbio fixo. Contudo, existem diferentes explicações a respeito dos condicionantes de tal volatilidade.

Os adeptos do modelo monetário com rigidez de preços sugerem que a causa da volatilidade está relacionada aos distúrbios monetários. Há também adeptos da idéia de que as mudanças nas preferências e tecnologias são responsáveis pelo comportamento altamente volátil das taxas de câmbio nominal e real (STOCKMAN, 1987, 1990). Os artigos de Mussa (1986, 1990) sugeriram que a volatilidade da taxa de câmbio real, considerando-se os diferentes regimes de câmbio, pode ser causada por bolhas especulativas, preços rígidos, choques macroeconômicos e/ou, ainda, diferentes comportamentos na política (FRANKEL; ROSE, 1995). Num artigo de 1993, Flood e Rose concluíram que as variáveis macroeconômicas não são determinantes significativas da volatilidade das taxas de câmbio. Frankel e Rose (1995) sugerem duas possíveis alternativas (não excludentes) para explicar a volatilidade das taxas de câmbio. A primeira é que as taxas de câmbio podem ser afetadas por choques em variáveis macroeconômicas não observáveis (como choques em produtividade e mudança nas preferências). A segunda seria a existência de bolhas especulativas, o que provoca oscilações das taxas de câmbio não relacionadas aos fundamentos macroeconômicos.

Outro esforço no que concerne à busca por entender de forma mais elucidativa o mercado de câmbio tem se baseado em fatores microestruturais. Assim, tem-se dado grande atenção ao fato de existirem expectativas heterogêneas dos participantes do mercado, o que acaba endogeneizando o problema relacionado às bolhas

especulativas. Aspectos concernentes às relações entre volume de negociação e a volatilidade do mercado, bem como as interações entre os agentes que determinam as negociações nesse mercado também podem ser fatores importantes. Tal esforço pode ser significativo no que concerne à avaliação da alta volatilidade de curto prazo da taxa de câmbio.

2.5. LEI DO PREÇO ÚNICO (LPU)

Muitos estudos buscam compreender os desvios da PPC entre os países através da aplicação direta da lei do preço único. O método consiste na desagregação dos dados referentes aos preços dos produtos. Num artigo publicado em 1977, Isard constatou desvios da PPC em produtos comercializáveis. Seu estudo compreendeu os seguintes países: EUA, Alemanha, Canadá e Japão. O autor demonstrou que os dados mostravam uma correlação positiva entre as taxas de câmbio do dólar e os preços relativos em dólar. Sua crença era de que tal correlação se dissipava no longo prazo, o que evidenciaria a PPC num longo horizonte de tempo. Outro estudo que conduziu às mesmas constatações foi o artigo de Giovannini (1988), tendo o autor comparado os preços domésticos do Japão com os preços de exportação para os EUA durante o período de 1973-1983.

A metodologia de utilização de dados desagregados tem se estendido de forma a tentar compreender a não verificação da PPC devido aos desvios da LPU dos bens comercializáveis e não-comercializáveis. Para compreender como isso funciona, basta verificar que o índice de preços em determinado país pode ser interpretado como uma média ponderada entre o índice de preços dos produtos comercializáveis (p_t^c) e o índice de preços dos produtos não-comercializáveis (p_t^{nc}). Assim, $p_t = \phi p_t^c + (1 - \phi)p_t^{nc}$. Assim, tem-se:

$$\begin{aligned}
 q_t &= e_t + p_t^* - p_t = e_t + [\phi^* p_t^{*c} + (1 - \phi^*) p_t^{*nc}] - [\phi p_t^c + (1 - \phi) p_t^{nc}] \\
 q_t &= e_t + p_t^{*c} - p_t^{*c} + p_t^c - p_t^c + \phi^* p_t^{*c} + (1 - \phi^*) p_t^{*nc} - \phi p_t^c - (1 - \phi) p_t^{nc} \\
 q_t &= e_t + p_t^{*c} - p_t^c + (\phi^* - 1) p_t^{*c} + (1 - \phi^*) p_t^{*nc} + (1 - \phi) p_t^c - (1 - \phi) p_t^{nc} \\
 q_t &= e_t + p_t^{*c} - p_t^c + (\phi^* - 1) [p_t^{*c} - p_t^{*nc}] + (1 - \phi) [p_t^c - p_t^{nc}] \\
 q_t &= e_t + p_t^{*c} - p_t^c + (\phi^* - 1) [p_t^{*c} - p_t^{*nc}] - (\phi - 1) [p_t^c - p_t^{nc}] \quad (2.20)
 \end{aligned}$$

Como pode ser notado na equação (2.20), a taxa de câmbio real depende tanto dos desvios da PPC referente aos produtos comercializáveis como dos preços relativos entre os produtos comercializáveis e não-comercializáveis interno e externo.

Utilizando este resultado em consonância com a LPU, os artigos de Engel (1993) e Rogers e Jenkins (1995) chegaram à constatação de que as flutuações em relação a esta lei no que concerne aos produtos comercializáveis são mais significativas do que as variações dos preços relativos de cada país no que concerne a suas respectivas influências sobre a determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio. Outro estudo que adota metodologia similar pode ser encontrado em Engel e Rogers (1996).

Visto que os estudos anteriores eram baseados em pequenas amostras, Froot e Rogoff (1995) aplicaram testes de raiz unitária para verificar a LPU para o trigo, o carvão e a manteiga num período mais longo. Os dados compreendem o período de 1630-1789 para Inglaterra e França. Os autores rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para o carvão e o trigo ao nível de 1% de significância. Contudo, não foi possível rejeitar H_0 para a manteiga, resultado de acordo com a intuição de que este produto tem a característica de ser não-comercializável naquela época.

O entendimento dos desvios da LPU entre os países mostra-se, então, como uma alternativa à compreensão das flutuações da PPC. A metodologia de desagregação de produtos tem sugerido que as flutuações de preços dos comercializáveis assumem maior significância no processo de determinação das taxas de câmbio real.

2.6. O “QUEBRA-CABEÇA” DA PPC

As evidências empíricas sobre a PPC sugerem que tal teoria deve ser vista como uma relação de longo prazo. Tem-se encontrado uma lenta taxa de ajustamento (em média, 15% ao ano) em direção a PPC ou, em outras palavras, os choques da taxa de câmbio real têm uma meia-vida que varia de 3 a 5 anos. Por outro lado, nota-se que a taxa de câmbio real tem um comportamento altamente volátil e correlacionado com a

variabilidade da taxa de câmbio nominal no curto prazo. Estas constatações deram origem ao “quebra-cabeça” da PPC. Segundo Rogoff (1996, p. 647):

The purchasing power parity puzzle then is this: How can one reconcile the enormous short-term volatility of real exchange rate with the extremely slow rate at which shocks appear to damp out?

Já foram discutidos anteriormente os fatores que buscam racionalizar o comportamento volátil da taxa de câmbio real e nominal. Conforme foi visto, os modelos estruturais com macrofundamentos têm sido insuficientes para explicar tal comportamento. Por outro lado, os choques reais, como mudanças nas preferências e choques de produtividade, não são uma boa alternativa, visto que os mesmos não apresentam alta volatilidade de curto prazo.

Um estudo interessante no que concerne ao entendimento dos desvios da PPC deve-se a Taylor (2000). O autor investigou a dinâmica da taxa de câmbio real em quatro diferentes regimes, durante o final do século XIX e século XX: (i) o padrão-ouro (1870-1914); (ii) o período entre guerras (1914-1945); (iii) o período de vigência do acordo de Bretton Woods (1946-1971); e (iv) o período de taxas de câmbio flutuantes (1971-1996). O autor apontou duas causas possíveis para os desvios da PPC num modelo autoregressivo. O primeiro consiste no fato de que o processo exibe padrões diferentes de persistência. O segundo refere-se aos choques estocásticos de diferentes amplitudes. Em relação à primeira causa, o autor constatou que as variações da meia-vida (medida de persistência) são pequenas entre os regimes¹⁰. A média e a mediana das meias-vidas ficaram entre dois e três anos, resultado mais otimista do que a maioria dos estudos sobre PPC. Segundo o autor, apesar das diferenças nos arranjos institucionais e na integração do mercado no decorrer do tempo entre os países, o aspecto relacionado à persistência dos desvios da PPC se comporta de forma bastante uniforme na economia internacional. Assim, o autor chega a conclusão de que a responsabilidade dos desvios em relação à PPC recai sobre os choques aleatórios do modelo. Estes choques são mais significativos nos regimes de taxas flutuantes que nos regimes de câmbio fixo. Segundo o autor, a relação entre os desvios da taxa de câmbio real e o regime monetário constitui um fato histórico estilizado.

¹⁰ Tal constatação também é encontrada em Froot, Kim e Rogoff (1995) e Parsley e Popper (2001).

O autor, com base nos artigos de Engel e Rogers (1996, 1998, 2000), concluiu que a causa dominante dos desvios da PPC é devida à volatilidade da taxa de câmbio nominal, o que é resultado da natureza do regime monetário¹¹.

2.7. MODELOS NÃO-LINEARES

Dentre os fatores utilizados para explicar os desvios da LPU, encontram-se as abordagens sobre os custos de transporte, as barreiras tarifárias e não-tarifárias. Num estudo que busca estimar os custos de transporte, realizado pelo Fundo Monetário Internacional (International Monetary Fund - IMF, 1994), estimou-se em 10% a diferença entre os valores das exportações (FOB) e das importações (CIF) mundiais. Além disso, este estudo também sugere uma alta variabilidade entre os custos dos diferentes países.

Estes entraves ao comércio implicam a existência de custos de transação no mercado internacional de produtos. Neste sentido, muitos estudos buscam explicar os desvios da PPC numa abordagem não-linear. Esta idéia já tinha sido constatada em estudos de Heckscher (1916 apud SARNO; TAYLOR, 2002), Cassel (1922) e Officer (1982). Dos anos 1980 em diante, uma série de autores desenvolveram modelos teóricos que incluem a não-linearidade no ajustamento da taxa de câmbio real devido aos custos de transação. Estes modelos têm sugerido que os desvios da LPU apresentam uma velocidade de ajustamento diretamente proporcional ao tamanho do desvio da taxa de câmbio real de equilíbrio. Dentre estes estudos, encontram-se: Benninga e Protopapadakis (1988), Willians e Wright (1991), Dumas (1992), Sercu, Uppal e Van Hulle (1995), Dixit (1989), Krugman (1989), O'connel e Wei (2002), Coleman (1995). Em relação aos estudos empíricos, ver Davutyan e Pippenger (1990), Obstfeld e Taylor (1997), Sarno e Chowdhury (2004) e Taylor, Peel e Sarno (2001).

No que concerne a solucionar o “quebra-cabeça” da PPC, Taylor (2001) sugere duas ciladas nas quais se pode incorrer quando são realizados os testes para verificar a estacionaridade da taxa de câmbio real. A primeira se refere ao problema da agregação temporal, na qual o autor demonstra analiticamente que as estimativas da meia-vida

¹¹ Nota-se a grande influência da teoria MMRP no autor.

(usou-se um processo AR(1)) são superestimadas com um aumento da agregação temporal, ou seja, com o aumento da distância entre dois pontos observados. Este problema pode ser evitado no caso em que se pode supor que a meia-vida é maior que a frequência de observação.

A segunda cilada sugerida pelo autor é devido à não-linearidade no processo de ajustamento da taxa de câmbio real. Através de experimentos de Monte Carlo, o autor constatou que pode ocorrer uma superestimativa da meia-vida (persistência no processo de ajustamento) ao se assumir um processo de ajustamento linear, quando na verdade este processo é não-linear.

Uma discussão que surge quando da formulação de modelos não-lineares diz respeito à característica do processo de mudança entre os regimes a serem considerados no processo de ajustamento. Estes regimes estão relacionados ao fato de se ter uma zona na qual a possibilidade de arbitragem no comércio internacional não é lucrativa o suficiente para forçar os agentes a tentar efetivar uma transação (ou seja, o custo de arbitragem é maior que o benefício) e outra zona na qual os agentes efetuam as transações que lhes sejam atraentes. Os modelos não-lineares, tais como Threshold Autoregressive (TAR) (TONG, 1990) e Smooth Transition Autoregressive (STAR) (GRANGER; TERÄSVIRTA, 1993) podem apresentar um processo de ajustamento discreto (abrupto) ou “suavizado” (*smooth*). Os estudos teóricos sugerem que o processo de ajustamento da taxa de câmbio real discreto é mais apropriado quando se está analisando os preços dos produtos de forma desagregada e as firmas e os bens comercializáveis são idênticos. De outra forma, na presença de custos de transação proporcionais, o processo de ajustamento suavizado parece ser o mais indicado no processo de modelagem (SARNO; TAYLOR, 2002). Os trabalhos de Teräsvirta (1994), Dumas (1994) e Bertola e Caballero (1990), sugerem que a agregação temporal somada ao ajustamento não-sincronizado devido à heterogeneidade dos agentes são indícios de um processo de ajustamento agregado suavizado.

Resolvido o problema relacionado ao tipo mais adequado de mudança de regime, a principal mensagem dos estudos com base em modelos não-lineares é a seguinte: se o verdadeiro processo gerador de dados da taxa de câmbio real é dado por um modelo não-linear, os testes padrões para verificar a validade da PPC podem conduzir a conclusões equivocadas. O fato é que mesmo quando não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária nos testes padrões, este resultado não necessariamente invalida a PPC como uma relação de longo prazo. Aplicações de modelos não-lineares

podem ser encontradas em Michael, Nobay e Peel (1997) e Taylor, Peel e Sarno (2001). Para uma aplicação no caso brasileiro, ver Freixo e Barbosa (2004).

A modelagem não-linear tem encontrado resultados mais otimistas no que concerne à persistência dos choques da taxa de câmbio real. Quando os choques são pequenos, os modelos não-lineares sugerem uma meia-vida de três a cinco anos, compatível com os resultados sugeridos pelos modelos lineares. Contudo, quando são considerados choques de maior magnitude, a tendência de reversão à média é mais rápida (abaixo de três anos) do que as evidências de modelos lineares.

2.8. MODELOS ESTRUTURAIS E O “QUEBRA-CABEÇA”

Existem alguns modelos teóricos de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo que fundamentam a idéia de que esta taxa pode variar no longo prazo, quando a economia se encontrar no pleno emprego. No modelo de economia pequena e aberta de Mundell-Fleming (MUNDELL, 1963; FLEMING, 1962) a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo depende de macrovariáveis, como: produto real potencial, taxa de juros internacional, déficit público e gasto governamental.

Outro modelo de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio no longo prazo é devido a Salter (1959) e Swan (1960), conhecido como modelo da economia dependente. Esse modelo considera um país pequeno e com dois setores, um de produtos comercializáveis e outro de produtos não-comercializáveis. Supõe-se que a relação de trocas (razão entre os preços dos produtos exportáveis e os preços dos importados) é exógena ao modelo. O resultado fundamental é que no equilíbrio de longo prazo o preço relativo dos produtos não-comercializáveis é função dos gastos do governo na compra de produtos de ambos os setores, da taxa de juros internacional e do estoque de ativos externos. Deste modo, estas variáveis têm influência no processo de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo.

Nos desenvolvimentos recentes da teoria macroeconômica, tem ganhado espaço o modelo de otimização intertemporal¹². Neste modelo, um agente

¹² Para mais detalhes consultar Obstfeld e Rogoff (1996).

representativo tem seu comportamento orientado para a maximização do valor presente de um fluxo de utilidade, tal como:

$$\int_0^{\infty} e^{-\delta t} U(C_t) dt \quad (2.21)$$

onde δ é a taxa de preferência intertemporal.

O mais comum é considerar a seguinte função de utilidade:

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (2.22)$$

onde σ é o inverso da elasticidade de substituição do consumo.

A restrição orçamentária do agente é dada por:

$$\dot{b}_t = C_{c_t} + p_t C_{nc_t} + \tau_t + (r_t - \pi_{c_t}^*) b_t - Y_{c_t} - p_t Y_{nc_t} \quad (2.23)$$

onde b é o estoque da dívida em termos de bens comercializáveis;

C_c e C_{nc} são as parcelas de consumo nos bens comercializáveis e não-comercializáveis, respectivamente;

p é o preço relativo dos bens não-comercializáveis em relação aos bens comercializáveis (P_{nc}/P_c);

τ é um imposto do tipo *lump sum*;

r é a taxa de juros externa paga pelo país;

π_c^* é a taxa de inflação dos bens comercializáveis;

Y_c e Y_{nc} são as parcelas de produção nos bens comercializáveis e não-comercializáveis, respectivamente.

Resolvendo esse problema de otimização e encontrando a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo (ou seja, a solução no estado estacionário do modelo), verificar-se-á que o preço relativo dos bens não-comercializáveis no equilíbrio de longo prazo depende das seguintes variáveis: a taxa de preferência intertemporal, os gastos do governo com bens comercializáveis e não-comercializáveis¹³ e da taxa de juros internacional. Logo, vê-se que a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo será influenciada por estes mesmos fatores.

¹³ Considera-se que o governo se financia através do imposto arrecadado, tal que: $\tau_t = g_{ct} + g_{nct}$.

O recado passado por estes diferentes modelos é o mesmo: é possível que a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo não seja constante, dada sua dependência de macrovariáveis relacionadas à tecnologia, preferências, política fiscal e da taxa de juros do mercado internacional.

Deste modo, os testes utilizados para verificar a validade da PPC acabam por superestimar o parâmetro autoregressivo.

Os testes sobre a PPC envolvem a estimativa do parâmetro ρ da seguinte regressão:

$$q_t = \mu(1 - \rho) + \rho q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.24)$$

onde $q_t = \ln Q_t = \ln \left(\frac{E_t P_t^*}{P_t} \right)$

e μ é a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo.

Os resultados têm sugerido um valor de ρ entre 0,8 e 0,9, o que implica uma meia-vida dos choques entre três e cinco anos. Ou seja, tem-se um processo lento de ajustamento dos choques estocásticos.

Quando, por outro lado, supõe-se que a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo é constante, as estimativas MQO produzidas pelos testes padrões superestimam o valor de ρ . Assim, tem-se que o “quebra-cabeça” da PPC é resultado de um artifício estatístico que considera a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo constante, enquanto há indícios baseados na teoria econômica de que ela não o seja. Deste modo, a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária da taxa de câmbio real de curto prazo (q_t) não implica a rejeição da hipótese da PPC, uma vez que ela pode ser cointegrada com a taxa de câmbio real de longo prazo (μ_t) (BARBOSA, 2005).

Sintetizadas as abordagens teóricas/técnicas em PPC, no próximo capítulo descrever-se-á a metodologia bem como serão apresentadas evidências empíricas do teste da teoria da Paridade do Poder de Compra Generalizada (PPCG).

3. PPCG: METODOLOGIA E EVIDÊNCIAS

O objetivo básico deste capítulo consiste em descrever a metodologia que será utilizada no capítulo 4 para realização dos testes no âmbito de um conjunto de países latino-americanos, bem como apresentar resultados de estudos anteriores que tiveram como fundamento a verificação da teoria da PPCG. A seção 3.1 cobre a parte de metodologia, enquanto a seção 3.2 faz uma síntese de estudos desenvolvidos visando buscar a verificação da PPCG, através do teste de cointegração sugerido por Enders e Hurn (1994).

3.1. METODOLOGIA

A metodologia a ser utilizada nos testes econométricos será fundamentada em Enders e Hurn (1994), trabalho no qual os autores desenvolveram o conceito da Teoria da PPCG.

Observado que os testes desenvolvidos até então refutavam a teoria da PPC no que concerne à sua adequação em explicar os movimentos dos preços e das taxas de câmbio para grupos de países (através de testes bilaterais), Enders e Hurn (1994) estabeleceram que mesmo que os testes bilaterais não permitam rejeitar a hipótese de raiz unitária, existe a possibilidade de um conjunto de países compartilharem tendências estocásticas que converjam no longo prazo.

O conceito de PPCG está relacionado à verificação de uma relação de cointegração entre as taxas de câmbio real de um conjunto de $m+1$ países¹, num universo de n países, o que implica na existência de um equilíbrio de longo prazo no qual haja uma combinação das variáveis que seja estacionária.

Considerando um conjunto de $m+1$ países e suas respectivas taxas de câmbio real, tendo como base um país j , tem-se:

¹ Nesse caso tem-se m taxas de câmbio real.

$$r_{jit} = \sum_{k=1, k \neq j}^m \beta_{jk} r_{jkt} + \varepsilon_t \quad (3.1),$$

onde $r_{jit} = e_t + p_t^* - p_t$; sendo e_t , p_t^* e p_t os respectivos logaritmos naturais da taxa de câmbio nominal (preço de uma unidade monetária do país j no mercado de câmbio do país i), do índice de preços do país j e do índice de preços dos país i .

No caso em que todos os β_{jk} em (3.1) forem nulos, tem-se a tradicional PPC, que define uma relação entre os preços domésticos, os preços externos e a taxa de câmbio nominal (ENDERS; HURN, 1994).

Os autores chamaram a atenção para o fato de que a falha em aceitar a PPC tradicional deve-se ao fato de que as variáveis macroeconômicas fundamentais responsáveis por explicar o comportamento das taxas de câmbio real são não-estacionárias, tais como o produto real e os níveis de gastos interno e externo. Desse modo, seria razoável esperar que as taxas de câmbio bilaterais fossem não-estacionárias. Entretanto, haveria a possibilidade de que as mesmas taxas exibissem tendências estocásticas convergentes para o caso em que as variáveis macroeconômicas fundamentais fossem inter-relacionadas entre os países (ENDERS; HURN, 1994).

Conforme apresentado em Mundell (1961), considera-se que um conjunto de países cujas variáveis macroeconômicas fundamentais apresentem o mesmo tipo de flutuações, apresentando tendências estocásticas convergentes, constituem o domínio de uma zona monetária ótima. De acordo com Enders e Hurn (1994, p. 180) “[...] within a currency area there exists a linear combination of the various bilateral real rates which is stationary.”

Ainda segundo os autores:

In the two-country case, the real exchange rate between the countries constituting the currency area should be stationary. In a multicountry setting, we would expect there to be at least one stationary linear combination of the various bilateral rates between the members of the currency area (ENDERS; HURN, 1994, p. 181).

Os autores, com o objetivo de analisarem como se inter-relacionam as variáveis macroeconômicas fundamentais no sentido de orientarem a idéia da PPCG, ilustram um modelo simplificado no qual os choques do produto real constituem os únicos distúrbios que explicam as taxas de câmbio real. Eles assumem um modelo tradicional,

no qual, para cada país j , a demanda agregada é positivamente relacionada com os produtos (rendas) doméstico e externos, positivamente relacionada com o preço relativo entre os bens e serviços externos e interno (medido pela taxa de câmbio real) e negativamente com a taxa de juros real, assumindo esta como uma taxa internacional comum a todos os países.

Segundo os autores, a condição de *market-clearing* está assim estabelecida:

$$y_{jt} = \sum_{i=1}^{m+1} \theta_{ji} y_{it} + \sum_{i=1, i \neq j}^{m+1} \eta_{ji} r_{jit} - \tau_j i_t \quad j = 1, 2, \dots, m+1 \quad (3.2),$$

onde y_{it} é o logaritmo natural do produto real do país i em t ;

r_{jit} é o logaritmo da taxa de câmbio real entre o país j (base) e o país i em t ;

i_t é a taxa internacional de juros real;

θ_{ji} são os parâmetros do país i que representam a propensão marginal a importar do país j (quando $j=i$, θ_{ji} é a propensão marginal a consumir bens e serviços internos);

η_{ji} representa a elasticidade cruzada da demanda entre os bens e serviços dos países j e i ;

τ_j é a propensão a gastar externamente dada uma mudança na taxa de juros real.

Resolvendo as $m+1$ equações independentes para as m taxas de câmbio real independentes e para a taxa internacional de juros, tem-se a seguinte solução na forma-reduzida:

$$R_t = AY_t \quad (3.3),$$

onde R_t é o vetor $m \times 1$ das taxas de câmbio real;

A é a matriz $m \times m+1$ dos parâmetros e Y_t é o vetor $m+1 \times 1$ dos produtos reais.

Usando a representação clássica de Stock e Watson (1988), tem-se o seguinte:

$$Y_t = \begin{pmatrix} \delta_{11} & \cdots & \delta_{1m+1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \delta_{m+11} & \cdots & \delta_{m+1m+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varphi_t \\ \vdots \\ \varphi_{m+1t} \end{pmatrix} \quad (3.4),$$

ou

$$Y_t = \delta \Phi_t, \quad (3.4'),$$

onde δ é a matriz $m+1 \times m+1$ dos parâmetros δ_{ij} ;

Φ_t é o vetor $m+1 \times 1$ das tendências estocásticas não-estacionárias.

Ou seja, Y_t é uma combinação de distúrbios estocásticos, sendo seu comportamento dependente do rank da matriz δ . Substituindo (3.4') em (3.3):

$$R_t = A\delta\Phi_t \quad (3.5)$$

Seguindo o raciocínio dos autores, tem-se que se o rank de δ for igual a um, todos os produtos y_{jt} irão comportar uma única tendência comum e, nesse caso, mesmo que as taxas de câmbio real sejam não-estacionárias nos testes bilaterais, haverá uma relação de cointegração, visto que as mesmas compartilham a mesma tendência estocástica. Sendo o rank $\delta \leq m-1$, haverá uma combinação linear que seja estacionária. Para o caso em que rank $\delta = m-1$, o vetor de cointegração será único.

Ainda segundo os autores:

The principal point to note is that within linked economic regions, the real income processes should be interrelated. The reasons behind the linkages may include technology transfers, immigration, or capital movements. As long as these interrelationships are sufficiently strong, G-PPP [PPCG] will hold within the set of countries under consideration and the set can be considered to be the domain of a currency area (ENDERS; HURN, 1994, p. 184).

Os autores ainda alertam para o fato de que os β encontrados não podem ser interpretados como pesos do comércio, mas sim como funções dos parâmetros do lado da demanda representados na matriz A .

O teste da teoria da PPCG consiste da aplicação do método de cointegração. Tal aplicação é possível quando as séries são integradas de mesma ordem. Neste contexto, torna-se essencial a aplicação de testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração das séries. O item 3.1.1 apresenta uma síntese de algumas abordagens utilizadas para a realização dos testes raiz unitária. No item 3.1.2 apresentar-se-á um resumo do método de cointegração, dada a importância da compreensão deste método para a interpretação dos resultados dos testes empíricos a serem apresentados no capítulo terceiro.

3.1.1. RAÍZES UNITÁRIAS

A década de 1970 trouxe à tona o problema referente à estimação de regressão espúria (GRANGER; NEWBOLD, 1974), constatação esta que implicava a

insignificância das estimativas que não levavam em conta a questão da estacionaridade das séries quando da aplicação do modelo de regressão linear clássico. Resultados com elevado R^2 e/ou um R^2 maior que a estatística Durbin-Watson sugerem o problema de regressão espúria.

Neste contexto, Dickey e Fuller (1979) sugeriram três alternativas no que concerne à verificação da existência de uma raiz unitária nas séries:

$$\Delta y_t = \mathcal{Y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \mathcal{Y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

onde $\gamma = \alpha_1 - 1$.

A diferença entre as três alternativas está relacionada à existência ou não dos elementos determinísticos α_0 e/ou $\alpha_2 t$. O parâmetro de interesse é γ . Sob a hipótese nula de raiz unitária $\gamma = 0$, a estatística t deve ser comparada com as estatísticas apropriadas fornecidas no artigo de Dickey e Fuller (1979).

No caso em que os erros das equações (3.6), (3.7) e (3.8) sejam autocorrelacionados, pode-se estender o teste incluindo defasagens nas primeiras diferenças das séries, de modo que:

$$\Delta y_t = \mathcal{Y}_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \mathcal{Y}_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \mathcal{Y}_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

onde $\gamma = \sum_{i=1}^p a_i - 1$ e $\beta_i = \sum_{j=i}^p a_j$.

Estas alternativas, sugeridas em Dickey e Fuller (1981) são conhecidas por testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). As estatísticas apropriadas são oferecidas em Dickey e Fuller (1981).

Devem ser levantadas algumas ressalvas no que concerne aos testes Dickey e Fuller (1979, 1981). Uma vez que o teste fundamenta-se na hipótese de que os erros ε_t são independentes e têm variância constante, podem surgir algumas complicações

quando de uma má especificação das equações para os testes. Em primeiro lugar, deve-se ter o cuidado de incluir um número de lags p nos termos autoregressivos suficientes para que os erros não permaneçam autocorrelacionados (SAID; DICKEY, 1984). Em segundo lugar, visto que não se conhece o verdadeiro processo gerador de dados, deve-se estar atento à existência ou não dos elementos determinísticos. Por último, mas não menos importante, deve-se ter em mente que os testes sugeridos por Dickey e Fuller (1979, 1981) são para verificar a existência de uma única raiz unitária. Visto que um processo autoregressivo de ordem p pode conter m ($\leq p$) raízes unitárias, deve-se considerar a alternativa de se proceder a um teste para verificar a existência de mais de uma raiz unitária.

De forma a permitir a possibilidade de existência de mais de uma raiz unitária, Dickey e Pantula (1987) sugeriram o seguinte procedimento.

Caso haja indícios de r raízes unitárias, estima-se uma das seguintes equações:

$$\Delta^r y_t = \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Os valores críticos para a estatística-t são os mesmos dos testes Dickey e Fuller anteriores. Sob a hipótese nula de r raízes unitárias, β_1 é igual a zero. Caso se rejeite a hipótese nula, o próximo passo é testar a existência de $r-1$ raízes:

$$\Delta^r y_t = \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Sob a hipótese nula de $r-1$ raízes unitárias, verifica-se se β_1 e β_2 são iguais a zero. Caso se rejeite a hipótese nula, continua-se o procedimento para verificar a existência de $r-2$ raízes unitárias. E assim por diante, até que, caso se rejeite a hipótese de existência de uma raiz unitária, procede-se da seguinte forma para verificar a estacionaridade da série:

$$\Delta^r y_t = \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \dots + \beta_{r-1} \Delta y_{t-1} + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \dots + \beta_{r-1} \Delta y_{t-1} + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \dots + \beta_{r-1} \Delta y_{t-1} + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Sob a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, tem-se que $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{r-1}$ e β_r são iguais a zero. Caso se rejeite a hipótese nula, tem-se que a série é estacionária.

Os testes sugeridos por Dickey e Fuller (1979, 1981) e Dickey e Pantula (1987) são aplicáveis quando se assume que os erros no processo gerador de dados são homoscedásticos e estatisticamente independentes. Com o objetivo de generalizar o procedimento sugerido por tais testes, Phillips e Perron (1988) desenvolveram testes menos restritivos.

Os testes de Phillips e Perron (PP) têm como principal característica a não assunção de que os erros são não-autocorrelacionados e homoganeamente distribuídos, ainda que assumam média zero. Diferente do teste ADF, que corrige a correlação serial das séries através de uma expansão até p da primeira diferença das séries, a idéia por trás do teste PP consiste em constatar tal autocorrelação serial por meio de um método não-paramétrico.

Neste contexto, o teste PP corrige a estatística-t do coeficiente γ de forma a considerar a autocorrelação serial nos termos ε_t . A correção é não-paramétrica uma vez que faz uso de uma análise espectral de ε_t , considerando uma frequência zero, o que é robusto quando se desconhece a forma da heteroscedasticidade ou autocorrelação do termo aleatório.

A hipótese nula neste teste é que o processo gerador de dados é um passeio aleatório, tal que:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

$$y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

onde $E(\varepsilon_t) = 0$.

Assim, os autores derivaram estatísticas para testar hipóteses sobre os parâmetros das seguintes regressões:

$$y_t = \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_2^* \left(\frac{(t-T)}{2} \right) + \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

onde T é o número de observações.

Os valores críticos sugeridos por Phillips e Perron (1988) são os mesmos dos testes de Dickey e Fuller (1979, 1981).

O teste PP pode ser estendido da mesma forma que o teste de Dickey e Fuller para considerar um processo ARMA (p, q) no erro ε_t , de modo que:

$$u_t = \left[\frac{C(L)}{B(L)} \right] \varepsilon_t \quad (3.27)$$

onde C(L) e B(L) são operadores polinomiais das defasagens. Assim:

$$B(L)y_t = \alpha_1^* B(L)y_{t-1} + C(L)y_t \quad (3.28)$$

$$B(L)y_t = \alpha_0^* B(L) + \alpha_1^* B(L)y_{t-1} + C(L)\varepsilon_t \quad (3.29)$$

$$B(L)y_t = B(L)\alpha_0^* + B(L)\alpha_2^* \left(\frac{(t-T)}{2} \right) + B(L)\alpha_1^* y_{t-1} + C(L)\varepsilon_t \quad (3.30)$$

Uma alternativa aos testes ADF e PP, que implica o aumento do poder do teste quando o termo α_1 (ou α_1^*) é (são) próximo (s) de um (ou γ é próximo de zero), pode ser encontrada no teste Dickey e Fuller Generalized Least Squares (DFGLS). O método, sugerido em Elliott, Rothemberg e Stock (1996), consiste numa modificação da variável comumente incluída no teste ADF.

O método define uma quase-diferença da variável y_t , que depende de um valor a da seguinte forma:

$$d(y/a) = \begin{cases} y_t, & \text{se } t = 1; \\ y_t - ay_{t-1}, & t > 1. \end{cases} \quad (3.31)$$

Define-se as variáveis explanatórias x_t de acordo com o que se acredita refletir o verdadeiro processo gerador de dados. Assim:

$x_t = \{1\}$, no caso em que se inclui uma constante;

$x_t = \{1, t\}$, no caso em que se inclui uma tendência linear.

Neste contexto, os autores sugerem o seguinte uso da variável a :

$$a = \bar{a} = \begin{cases} 1 - \frac{7}{T}, & \text{se } x_t = \{1\} \\ 1 - \frac{13,5}{T}, & \text{se } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (3.32)$$

Considerando tais definições, realiza-se uma regressão pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de $d(y_t/a)$ em $d(x_t/a)$, tal que:

$$d(y_t/a) = d(x_t/a)' \delta(a) + \eta_t \quad (3.33)$$

onde δ representa os parâmetros do modelo.

De posse da estimativa de $\delta(a)$, define-se uma nova série y_t^d , que consiste numa série de dados sem tendência obtida de acordo com o método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), tal que:

$$y_t^d \equiv y_t - x_t' \hat{\delta}(a) \quad (3.34)$$

Definida a série y_t^d conforme (3.34), o procedimento para testar a existência de uma raiz unitária segue conforme o teste ADF, tal que:

$$\Delta y_t^d = \gamma_{t-1}^d + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}^d + \varepsilon_t \quad (3.35)$$

onde $\alpha = \alpha_1 - 1$.

A estatística t para o teste segue a distribuição apresentada em Dickey e Fuller (1979, 1981) para o caso em que $x_t = \{1\}$. No caso em que $x_t = \{1, t\}$, os valores críticos para a estatística t são apresentados na Tabela 1 de Elliott, Rothenberg e Stock (1996).

O emprego dos testes padrões de raiz unitária em séries submetidas a várias mudanças de comportamento ao longo do tempo pode conduzir a resultados espúrios no que concerne à estacionaridade das mesmas. Quando uma série apresenta uma mudança drástica em (ou a partir de) determinado momento do tempo, digamos Tb , diz-se que a mesma apresenta uma quebra estrutural. A discussão referente à

importância de relevar-se a existência de quebras teve ímpeto a partir do trabalho de Nelson e Plosser (1982). O artigo de Perron (1989) permitiu estabelecer-se testes de raiz unitária na presença de uma quebra estrutural. O período no qual ocorre a quebra, Tb , é conhecido a priori e, então, realizam-se testes para verificar a estacionaridade da série.

No artigo de Perron (1989) ele considera três tipos de quebra e, então, utiliza três modelos em que a hipótese nula é existência de uma raiz unitária e as hipóteses alternativas são possíveis versões de uma série com tendência determinística estacionária. Vejamos os três modelos:

Modelo A:

$$H_0: Y_t = \mu + \delta_1 DTB_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_a: Y_t = \mu + \beta t + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t$$

onde $DTB_t = 1$, se $t = Tb + 1$;

$DTB_t = 0$, se $t \neq Tb + 1$;

$DU_t = 0$, se $t \leq Tb$;

$DU_t = 1$, se $t > Tb$.

Neste modelo, sob H_0 , a série Y_t apresenta uma raiz unitária com uma mudança no nível. Por outro lado, a hipótese alternativa é de que a série apresenta tendência estacionária com uma mudança no intercepto para $\mu + \delta_2$.

Modelo B:

$$H_0: Y_t = \mu + \delta_2 DU_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_a: Y_t = \mu + \beta t + \delta_3 DT_t^* + \varepsilon_t$$

onde $DT_t^* = 0$, se $t \leq Tb$;

$DT_t^* = t - Tb$, se $t > Tb$.

No modelo B, a hipótese nula é que a série contém uma raiz unitária com uma mudança no *drift*, enquanto a hipótese alternativa é que a série apresenta tendência estacionária com mudança na inclinação para $\beta + \delta_3$.

Modelo C:

$$H_0: Y_t = \mu + \delta_1 DTB_t + \delta_2 DU_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_a: Y_t = \mu + \beta t + \delta_2 DU_t + \delta_3 DT_t + \varepsilon_t$$

onde $DT_t = 0$, se $t \leq Tb$;

$DT_t = t$, se $t > Tb$.

Neste modelo, H_0 sugere uma série com raiz unitária e mudança no nível e no *drift*. De outro modo, a hipótese alternativa caracteriza uma série de tendência estacionária com mudanças no intercepto e na inclinação.

Fazendo uso de Simulação de Monte Carlo, Perron (1989) demonstrou que caso o verdadeiro processo gerador de dados seja caracterizado conforme uma das hipóteses alternativas, os testes de raiz unitária padrão serão tendenciosos no que concerne à não rejeição da hipótese nula de raiz unitária.

A depender do processo de ajustamento que se segue após uma quebra ser instantâneo ou gradual, Perron (1989) sugere dois procedimentos.

No primeiro caso, o impacto de uma quebra recai de uma só vez, sendo este procedimento denominado “*Aditivo Outlier*” (*AO*). No caso em que o ajustamento é gradual, o efeito de uma quebra é semelhante a um choque no termo estocástico da série em Tb e, deste modo, tem-se uma persistência por um longo período de tempo. Este procedimento é denominado “*Inovador Outlier*” (*IO*).

O procedimento *AO* consiste de dois estágios. No primeiro, faz-se uma regressão de Y_t sobre os termos determinísticos especificados na hipótese alternativa. No segundo estágio, tomam-se os resíduos da regressão do primeiro estágio e, então, por meio do teste ADF verifica-se a estacionaridade da série dos resíduos, tal que:

$$\Delta \tilde{Y}_t^{(i)} = \tilde{\gamma} \tilde{Y}_{t-1}^{(i)} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \tilde{Y}_{t-j}^{(i)} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (3.36)$$

onde $\tilde{Y}_t^{(i)}$ é a série de resíduos da regressão do primeiro estágio, com i igual a A, B ou C, a depender do modelo especificado.

A estatística t para verificar a significância de $\tilde{\gamma}$ não tem distribuição t de Student. Sejam $\tilde{\tau}_A$, $\tilde{\tau}_B$ e $\tilde{\tau}_C$ as estatísticas relevantes neste procedimento para verificar a significância de $\tilde{\gamma}$. Os valores críticos assintóticos para estas estatísticas dependem da razão $\lambda = Tb/T$. Para um dado nível de significância e λ , tem-se a seguinte relação: $\tilde{\tau}_A < \tilde{\tau}_B < \tilde{\tau}_C$.

No que concerne ao procedimento *IO*, os termos determinísticos (incluindo as variáveis *dummy*) são incorporados diretamente nos testes ADF, sem qualquer transformação da série. Assim, os testes consideram as seguintes equações:

Modelo A:

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_1 DTB_t + \delta_2 DU_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Modelo B:

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_2 DU_t + \delta_3 DT_t^* + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Modelo C:

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_1 DTB_t + \delta_2 DU_t + \delta_3 DT_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Algumas considerações sobre os procedimentos *AO* e *IO* devem ser relevadas.

Sejam $\hat{\tau}_A$, $\hat{\tau}_B$ e $\hat{\tau}_C$ as estatísticas para teste de significância de γ . Em primeiro lugar, os valores críticos assintóticos dos modelos A e C são iguais para os dois procedimentos. Entretanto, o mesmo não pode ser dito em relação a B. Perron (1997) mostrou que há perda no poder do teste quando se usa o procedimento *IO* em vez de *AO* quando o modelo B é a especificação considerada. Desta forma, o autor sugere uma modificação do modelo B no caso do modelo *IO*, a qual consiste em retirar a *dummy* DU_t . Este é o modelo B*:

Modelo B*:

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_3 DT_t^* + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Com esta nova versão, a distribuição assintótica de $\hat{\tau}_B$ é igual a $\tilde{\tau}_B$.

Posteriormente, outros autores desenvolveram metodologias alternativas com o intuito de aprimorar os testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais. Dentre muitos, podem ser citados os artigos de Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). No capítulo 4 realizaremos testes de raiz unitária com base nestas duas abordagens. Em ambas, a data da quebra é desconhecida e, desta forma, faz-se uso de métodos de otimização para se ter um indicativo da data em que ocorre a quebra.

Em Zivot e Andrews (1992), a hipótese nula é que a série contém uma raiz unitária sem qualquer forma de quebra estrutural, tal que:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

No que concerne às hipóteses alternativas, duas são as diferenças em relação aos modelos A, B e C sugeridos em Perron (1989). A primeira é que nos modelos A e C, sob a hipótese nula de que não há nenhum tipo de quebra na série, não há a

presença da variável DTB_t . Em segundo lugar, o modelo B^* é utilizado em substituição ao B . De acordo com os autores “[...] the goal is to estimate the breakpoint that gives the most weight to the trend-stationary alternative.” (ZIVOT; ANDREWS, 1992, p. 254 apud PATTERSON, 2000, p. 282). A razão $\lambda = Tb/T$ é escolhida de forma a maximizar o valor absoluto da estatística t , o que leva à rejeição da hipótese nula. Os valores críticos são maiores (em valor absoluto) que os fornecidos por Perron (1989).

No artigo de Perron (1997), o autor faz uso de critérios de seleção para a escolha do λ . Informações a priori devem ser incluídas nesta metodologia, como evidências sobre valores altos da estatística t , os quais estão associados a uma evidência de quebra. Em termos absolutos, os valores críticos são menores do que os sugeridos por Zivot e Andrews (1992), porém maiores do que os sugeridos em seu artigo de 1989.

3.1.2. COINTEGRAÇÃO

Defina-se a taxa de câmbio real q_t de forma que:

$$q_t = \alpha e_t + \mu^* p_t^* - \mu p_t \quad (3.38)$$

onde μ e μ^* são parâmetros a ser estimados.

A metodologia de Engle e Granger (1987), normalizando para e_t , consiste em rodar a seguinte regressão²:

$$e_t = \gamma_1 p_t^* + \gamma_2 p_t + \varepsilon_t \quad (3.39)$$

onde $\gamma_1 = -\mu^*/\alpha$ e $\gamma_2 = \mu/\alpha$.

Sob a hipótese nula de não-cointegração, aplica-se um teste de raiz unitária padrão para verificar se $\hat{\varepsilon}_t$ é estacionário. Caso se rejeite a hipótese de $\hat{\varepsilon}_t$ ser um

² Note-se que para exposição fizemos q_t igual a zero, o que implica um teste para a PPCA. No caso em que se considera a PPCR, basta incluir uma constante na equação (3.39).

passaio aleatório, tem-se que H_0 em (3.39) é rejeitada. Logo, existe um vetor de cointegração.

O teste de cointegração de Engle e Granger (1987) consiste em um processo de três fases. Primeiramente, aplica-se o teste de raiz unitária nas séries e verifica-se se as mesmas são integradas de mesma ordem (o interesse aqui é verificar se elas são $I(1)$). Caso esta condição seja satisfeita, roda-se uma regressão conforme (3.39) na fase dois. E, na terceira fase, aplica-se um teste de raiz unitária sobre o resíduo $\hat{\varepsilon}_t$ da equação e verifica-se se o mesmo é estacionário. Caso a hipótese de raiz unitária para este erro seja rejeitada, conclui-se que existe um vetor de cointegração. Uma observação que deve ser feita nesta terceira fase é que os valores críticos para o teste de raiz unitária são provenientes de uma tabela apresentada em Engle e Granger (1987).

Ainda que de fácil aplicação, o método de Engle e Granger (1987) apresenta algumas restrições em aplicações. Na equação (3.39) foi realizada uma normalização para e_t e tomou-se $\hat{\varepsilon}_t$ para realizar o teste de raiz unitária. O método é indiferente à variável escolhida para normalização. Assim, pode ser usada qualquer série para a normalização. Caso aconteça de o teste de raiz unitária indicar que uma ou mais das seqüências $\hat{\varepsilon}_{it}$, onde i é utilizado para indicar que o resíduo é referente a série i escolhida para normalização, é (são) não-estacionária (s), o método de Engle e Granger não pode ser aplicado.

Outra limitação do método surge quando há mais de um vetor de cointegração, o que pode acontecer em aplicações com mais de duas variáveis. Quando esse for o caso, o método não tem procedimento sistemático para estimação do modelo.

Também problemático é o fato de o método depender de um estimador de dois estágios. Isso acontece quando se estima (3.39) para gerar uma série $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ e, em seguida, utiliza-se este erro para realizar o teste de raiz unitária. Assim, um erro proveniente do primeiro estágio é utilizado no segundo estágio, o que representa um aspecto negativo do método, uma vez que o coeficiente γ da equação (3.9), (3.10) ou (3.11) é obtido através de uma regressão que faz uso de resíduos de outra regressão.

No contexto das limitações do método de Engle e Granger, uma alternativa consiste na utilização do método de Johansen (1988, 1991), que faz uso da abordagem de máxima verossimilhança de uma matriz de informação completa para estimação

dos parâmetros. Este método tem como base a análise do posto de uma matriz. Suponhamos um VAR (p + 1) de n variáveis:

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{R}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{R}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_{(p+1)}\mathbf{R}_{t-(p+1)} + \xi_t \quad (3.40)$$

onde $E(\xi_t) = 0$;

$$E(\xi_t, \xi_\tau) = \Omega, \text{ caso } t = \tau; \text{ e}$$

$$E(\xi_t, \xi_\tau) = 0, \text{ caso contrário.}$$

Após algumas manipulações algébricas:

$$\Delta\mathbf{R}_t = \mathbf{A}_0 + \Pi\mathbf{R}_{t-1} + \Pi_1\Delta\mathbf{R}_{t-1} + \Pi_2\Delta\mathbf{R}_{t-2} + \dots + \Pi_p\Delta\mathbf{R}_{t-p} + \xi_t \quad (3.41)$$

onde:

$$\Pi = - \left[\mathbf{I} - \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j \right]$$

$$\Pi_i = - \left[\mathbf{I} - \sum_{j=1}^i \mathbf{A}_j \right], \quad i = 1, 2, \dots, p$$

A inovação do método de Johansen (1988, 1991) consiste na constatação de que o número de vetores cointegrantes independentes é igual ao posto da matriz Π . Obviamente, se o posto $\Pi = 0$, a equação (3.41) reduz-se ao VAR tradicional em primeira diferença. No outro extremo, em que o posto $\Pi = n$, tem-se que todos os autovalores de Π são menores que um e, logo, as n variáveis são estacionárias. Decorre que estimativas MQO de (3.40) e (3.41) produzem os mesmos resultados.

No caso em que $0 < \text{posto } \Pi < n$, tem-se que o número de vetores cointegrantes independentes é igual ao posto de Π . Digamos que o posto $\Pi = r$. Assim, existem r autovalores de Π que são menores do que um e $n - r$ autovalores iguais a zero. Como estamos considerando variáveis I (1), isso implica que existem r variáveis estacionárias e $n - r$ raízes unitárias. Dessa forma, existirão r combinações lineares independentes das variáveis que serão estacionárias.

O método de Johansen (1988, 1991) trabalha com a seguinte definição da matriz Π de ordem n:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (3.42),$$

onde α e β são matrizes nxr.

Devido às restrições “*cross-equations*” não é possível aplicar MQO. O procedimento consiste em estimar um modelo de correção de erro através da estimação por máxima verossimilhança. Supondo que ξ_t em (3.41) é um distúrbio Gaussiano e que existem r vetores cointegrantes, o logaritmo da função de verossimilhança de $(R_{p+1}, R_{p+2}, \dots, R_T)$ condicionado (R_1, R_2, \dots, R_p) é dado por:

$$\begin{aligned} \ln L(\Omega, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_p, A_0, \Pi) = & \left[-\frac{(T-p-1)n}{2} \right] \ln(2\pi) - \left(\frac{(T-p-1)}{2} \right) \ln|\Omega| + \\ & - \frac{1}{2} \sum_{p+1}^T [(\Delta R_t - \Pi_1 \Delta R_{t-1} - \Pi_2 \Delta R_{t-2} - \dots - \Pi_p \Delta R_{t-p} - A_0 + \\ & - \Pi R_{t-1})' \Omega^{-1} (\Delta R_t - \Pi_1 \Delta R_{t-1} - \Pi_2 \Delta R_{t-2} - \dots - \Pi_p \Delta R_{t-p} - A_0 + \\ & - \Pi R_{t-1})] \end{aligned} \quad (3.43)$$

Assim, obtém-se o posto de Π e, então, se obtém os r vetores cointegrantes. Para calcular α , que neste contexto é a matriz de pesos dos vetores cointegrantes (ou, os termos relativos à velocidade de ajustamento), faz-se $\hat{\Pi} = \hat{\alpha} \hat{\beta}'$.

Para obtermos o número r de vetores cointegrantes, temos dois testes:

$$> \lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.44)$$

$$> \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.45)$$

onde $\hat{\lambda}_i$ são os autovalores estimados de Π ;

T é o número de observações.

Para a estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$), temos as seguintes hipóteses:

$$H_0: r \leq \hat{r}$$

$$H_a: r = \hat{r} + 1, \hat{r} + 2, \dots, r = n - 1$$

No caso da estatística max (λ_{max}), as hipóteses são as seguintes:

$$H_0: r = \hat{r}$$

$$H_a: r = \hat{r} + 1$$

Os valores críticos destas estatísticas foram calculados por Johansen e Juselius (1990).

Há situações em que tais estatísticas são conflitantes. Assim, quando isso acontece, tem-se preferido a estatística max devido ao fato de esta ter uma hipótese alternativa mais “nítida”.

Podemos descrever os seguintes estágios na utilização do método de Johansen (1988, 1991):

(i) Realizar testes para verificar a ordem de integração das variáveis.

Também se deve ter o cuidado na determinação do número de lags para o modelo. Estimam-se vários modelos VAR com dados em nível. Inicia-se com lags grandes e, através de testes LR e dos critérios AIC e SBC, escolhe-se o número de lags a incluir.

(ii) Estima-se o modelo e obtém-se o posto de Π com o auxílio das estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$ e λ_{max} . É importante que os resíduos do modelo sejam ruído-branco.

(iii) Nesse estágio, faz-se a análise dos vetores cointegrantes normalizados e os parâmetros das velocidades de ajustamento, o que pode ser feito através de testes LR para comparar o modelo irrestrito com alternativas de modelos restritos.

(iv) Por último, também podem ser realizados testes de causalidade bem como as análises da função de resposta ao impulso e da decomposição de variância.

Antes de apresentar a análise empírica de alguns países latino-americanos, apresentaremos as evidências dos estudos que se utilizaram desta metodologia alternativa para verificar uma versão mais fraca da teoria da PPC.

3.2. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

No trabalho publicado por Enders e Hurn (1994), artigo chave para a dissertação, foi desenvolvida a PPCG, sendo os testes aplicados para os países da região do Pacífico. Os autores utilizaram dados mensais, que compreendem o período 1973:01-1989:12, obtidos junto ao Fundo Monetário Internacional. Os países analisados na região do Pacífico foram: Austrália, Índia, Indonésia, Coréia, Filipinas, Cingapura e Tailândia. Os autores também incluíram os quatro principais parceiros comerciais desses países, a saber: Alemanha, Japão, Reino Unido e EUA.

O primeiro teste realizado no trabalho procurou verificar se Japão, EUA, Alemanha e Reino Unido constituem uma zona monetária ótima, no sentido de haver uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as taxas de câmbio real desses países. Utilizando o Japão como base, os autores não rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração entre as taxas de câmbio real desses países. Logo, a PPCG não foi verificada.

O segundo passo foi verificar se cada nação da região do Pacífico constitui uma zona monetária ótima potencial com as quatro grandes potências. Usando o Japão como base, os autores chegaram ao resultado de que, com exceção da Índia, para cada uma das nações foi rejeitada a hipótese nula de não-cointegração com 97,5% de confiança.

Os autores também realizaram testes entre os pares de nações da região do Pacífico, tendo o Japão como país base. Apenas para os pares Austrália-Coreia, Austrália-Filipinas e Coreia-Filipinas pôde ser rejeitada a hipótese nula de não-cointegração. Com esses resultados em mãos, os autores realizaram os testes para verificar se Austrália, Coreia e Filipinas formam uma zona monetária ótima potencial com o Japão. Ao nível de 99% de confiança os autores rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração, o que verifica a PPCG para esse subgrupo de nações. Ainda que esse resultado seja positivo no sentido de indicar a existência de uma possível zona monetária ótima, os autores realizaram comparações entre as variâncias dos resíduos destes resultados e com as encontradas quando considerados os testes de cada país da região do Pacífico com as quatro grandes nações. Os autores chegaram à seguinte conclusão:

Since these three countries are the most likely of the Pacific Rim nations to constitute a currency area...[with Japan], there is little evidence that any subgroups of Pacific Rim nations constitutes a currency area. Rather, each

Pacific Rim nation has its own real rate influenced by the set of the larger nations (ENDERS e HURN, 1994, p. 187-188).

Com o intuito de verificar se o comportamento das taxas de câmbio real dos países componentes do G-7 (EUA, Alemanha, Japão, França, Reino Unido, Canadá e Itália) apresentam uma relação de longo prazo, Enders e Hurn (1997) testaram a teoria da PPCG. Os autores usaram dados mensais do Fundo Monetário Internacional, que compreendem o período 1973:01 – 1989:12.

O primeiro passo foi verificar o comportamento bilateral das taxas de câmbio real. Usando os testes de Phillips-Perron, apenas o caso Itália-Alemanha rejeitou a hipótese nula de raiz unitária. Os autores atribuem estes resultados ao comportamento um tanto quanto diferenciado das taxas de inflação da Itália em relação às maiores potências e seus parceiros europeus, apesar da disciplina estabelecida pelo Sistema Monetário Europeu após 1979.

O próximo passo foi verificar se os países do G-7 apresentam uma trajetória de equilíbrio no longo prazo. Tomando os EUA como país base, os autores fizeram uso da metodologia de Johansen (1988). Os resultados indicaram a existência de um único vetor de cointegração ao nível de 5% de significância.

Em seguida, eles procederam os testes para o G-5 (EUA, Alemanha, Japão, França e Reino Unido) e para o G-3 (EUA, Japão e Alemanha). Os resultados para o G-5 não possibilitaram a rejeição da hipótese nula de não-cointegração. No caso do G-3, os testes apresentaram um vetor de cointegração ao nível de 5% de significância.

Os autores concluem sobre os resultados encontrados, afirmando que

They suggest that a two-country model [PPC] may be too simple to explain the short-run behavior of exchange rates and national price levels. The existence of a long-run equilibrium relationship means that a shock in any one real exchange rate will affect other bilateral exchange rates. If this is the case, then most empirical exchange rates models are misspecified; as real exchange rates are linked by a single long-run equilibrium relationship a shock to any one rate will affect the long-run values of others (ENDERS; HURN, 1997, p. 442).

Em um working paper apresentado ao Fundo Monetário Internacional, Liang (1999) utilizou o teste da PPCG para verificar se Hong Kong e China constituem uma zona monetária ótima, no sentido de haver equilíbrio estacionário de longo prazo entre

as taxas de câmbio real dessas duas regiões. O estudo utiliza dados mensais e compreende o período 1979:01 – 1998:06.

Para que a hipótese da PPCG se verifique num caso de teste bilateral, a condição a ser satisfeita deve ser a existência de estacionaridade da taxa de câmbio real entre os dois países. Liang (1999) testou a série da taxa de câmbio real entre China e Hong Kong, usando o primeiro país como base. Os testes Dickey Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips-Perron (PP) não rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária da série, o que implica a não verificação da PPCG.

O próximo passo do autor consistiu em verificar a existência da PPCG quando, junto à China e Hong Kong, se acrescenta os EUA. Usou-se este último como país base. Quando há mais de dois países, para que a PPCG se verifique devem ser satisfeitas duas condições. A primeira é que todas as taxas de câmbio real consideradas sejam não-estacionárias. A segunda é que essas taxas sejam cointegradas. O uso da matriz de informação completa de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) foi feito na fase de estimação e teste de cointegração para este estudo. Assumindo que os dados não apresentam tendência determinística e uma equação de cointegração com intercepto e sem tendência, o autor não pôde rejeitar a hipótese nula de não-cointegração entre as variáveis analisadas. Logo, a PPCG não foi verificada.

De outro modo, o autor incluiu o Japão para a realização do teste. Levando-se em conta que pouco mais de 30% do comércio tanto da China como de Hong Kong são com os Estados Unidos e Japão, o autor achou interessante verificar se a hipótese da PPCG se verifica quando considerados esses quatro países. Usando os EUA como país base, a hipótese nula de não-cointegração das taxas de câmbio real pôde ser rejeitada ao nível de 5% de significância. Assim, a PPCG se verifica, o que implica que a região formada pelas economias da China, Hong Kong, EUA e Japão satisfazem uma condição necessária para existência de uma zona monetária ótima potencial. Segundo o autor:

One interpretation of these results is that the forcing variables behind the real exchange rates (such as the real income processes) of Hong Kong SAR and China are strongly influenced by developments in the larger industrial nations (LIANG, 1999, p. 12).

Com o objetivo de avaliar o sucesso do Sistema Monetário Europeu (SME) na determinação de uma área monetária estável no âmbito da União Monetária Européia

(UME), Bernstein (2000) fez uso da metodologia PPCG. O autor utilizou dados trimestrais do Fundo Monetário Internacional, que compreenderam o período 1979:02 – 1996:02. Os EUA foram utilizados como país base.

Primeiramente, o autor verificou a existência de uma relação de cointegração bilateral entre os países componentes da UME. Ele dividiu o conjunto total dos países em dois grupos. O primeiro composto de países pequenos com PIB relativamente grande: Áustria, Alemanha, Bélgica, Dinamarca, França e Holanda. O segundo grupo, formado por países relativamente mais pobres, altas taxas de inflação e moedas de baixa credibilidade (relativamente!): Finlândia, Grécia, Irlanda, Itália, Espanha, Suécia, Reino Unido e Portugal.

No primeiro grupo, rejeitou-se a hipótese de não-cointegração entre os seguintes pares de países: Alemanha-Bélgica, Dinamarca-Áustria, Dinamarca-Alemanha, Dinamarca-Bélgica, França-Bélgica, França-Dinamarca, Holanda-Áustria, Holanda-Dinamarca.

Por outro lado, no segundo grupo, a hipótese de não-cointegração foi rejeitada para os seguintes pares de países: Espanha-Itália, Reino Unido-Suécia.

O próximo passo consistiu em verificar se há uma relação de cointegração entre Alemanha e Reino Unido, por serem os países de maior influência nos seus respectivos grupos. Contudo, a hipótese nula de não-cointegração não pôde ser rejeitada.

Feito isso, o autor realizou testes para verificar se há uma relação de cointegração entre a Alemanha e os demais países da União Européia – UE (exceto Reino Unido) e entre Reino Unido e os demais países da UE (exceto Alemanha). Os testes indicaram que em ambos os casos a hipótese de não-cointegração não pôde ser rejeitada para os casos da Finlândia, Irlanda, Holanda e Espanha.

Tomando o conjunto de países para os quais se pôde verificar uma relação de cointegração bilateral com a Alemanha e o Reino Unido, o autor utilizou a PPCG para testar uma representação entre mais de dois países. Assim:

$$E_{1it} = \beta_{12}E_{12t} + \beta_{13}E_{13t} + \varepsilon_t ,$$

onde E_{1it} é o logaritmo da taxa de câmbio real no período t do país i em dólares americanos;

E_{12t} e E_{13t} são os logaritmos das taxas de câmbio reais entre, respectivamente, Alemanha e Reino Unido em dólares americanos.

Os resultados do autor são mostrados na Tabela 3.1.

Tabela 3.1: Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança

<i>Moeda</i>	<i>Vetor β normalizado</i>				α
	Marco alemão		Libra esterlina		
Xelim austriaco	0,69	(0,11)	0,05	(0,16)	-0,822
Franco belga	-1,25	(0,35)	3,06	(0,40)	0,124
Coroa dinamarquesa	-64,80	(665,27)	80,83	(814,64)	0,002
Franco francês	-2,69	(0,65)	4,79	(0,74)	0,057
Dracma grego	-2,71	(0,39)	4,07	(0,44)	-0,015
Lira italiana	-0,09	(0,09)	1,90	(0,12)	0,096
Escudo Português	-4,65	(0,60)	7,86	(0,70)	0,072
Coroa sueca	-0,03	(0,12)	1,32	(0,14)	0,139

Nota: Erro-padrão está entre parênteses.

Fonte: BERNSTEIN, 2000, p. 393.

O ponto central destes testes foi mostrar que as economias da Alemanha e do Reino Unido têm influência no que concerne ao comportamento de longo prazo das taxas de câmbio real dos demais países da UE.

A teoria da PPCG também foi utilizada por Lee (2003) com o objetivo de verificar se Austrália e Nova Zelândia satisfazem a condição de equilíbrio das taxas de câmbio real no longo prazo com seus dois principais parceiros comerciais, Japão e EUA. O autor utilizou dados trimestrais do Fundo Monetário Internacional, durante o período 1975:01-2000:03.

Primeiramente, o autor testou a PPCG considerando o Japão como país base. Para esse caso, a hipótese de não-cointegração foi rejeitada, indicando que Nova Zelândia, Austrália e Japão satisfazem uma condição necessária para existência de uma zona monetária ótima potencial.

Por outro lado, quando o autor considerou os EUA como país base, a hipótese de não-cointegração não pôde ser rejeitada, indicando que Nova Zelândia, Austrália e EUA não satisfazem uma condição necessária para existência de uma zona monetária ótima potencial.

Segundo o autor,

This would seem to shed light on the impact of comparative advantage in the regional trade between Austrália, New Zeland, and Japan, indicating

the dominance of that regional trade in determining the real exchange rate in a liberalized environment (LEE, 2003, p. 163-164).

Com o objetivo de obter os pesos das três moedas mais importantes (dólar americano, o euro e o yene japonês) no que concerne à formação de uma cesta de moedas comum no âmbito do Oeste Asiático, Ogawa e Kawasaki (2003) aplicaram o teste da PPCG para verificar a existência de uma zona monetária ótima na Região do Oeste Asiático. Os autores compartilham a idéia de que o estabelecimento de uma moeda comum na região não deve ser baseada somente no dólar como âncora, mas sim numa cesta de moedas, cada qual com seus respectivos pesos.

Assim, os autores usaram a PPCG para verificar o conjunto de países que satisfaz a condição necessária para a implantação de uma zona monetária ótima regional e calcularam os pesos referentes aos componentes da cesta de moedas âncora. Os autores usaram duas metodologias para obterem os pesos de interesse e realizarem os testes. A primeira considerou os pesos das três moedas mais importantes de acordo com a proporção do volume de comércio (exportação e importações) com os Estados Unidos, Japão e os países europeus que adotaram o Euro como moeda. Daí, realizaram os testes de cointegração para verificar a PPCG. A segunda metodologia consistiu no cálculo dos pesos de maneira endógena, de acordo com os resultados dos modelos de correção de erros encontrados.

Os autores consideraram os seguintes grupos de países para a realização dos testes: ASEAN5 (Filipinas, Indonésia, Cingapura, Tailândia, e Malásia), ASEAN5 + Coréia, ASEAN5 + China, e ASEAN5 + Coréia + China. Os dados para o estudo são de periodicidade mensal, 1981:01-1997:06, e foram obtidos do Fundo Monetário Internacional.

No uso da primeira metodologia, embora os autores tenham encontrado algumas relações de cointegração para o grupo ASEAN5 + China e ASEAN5 + China + Coréia, apenas o grupo ASEAN5 + China sobreviveu à bateria de testes usada pelos autores para verificar a existência de uma zona monetária ótima.

Por outro lado, ao usarem a segunda metodologia, os autores encontraram várias relações de cointegração para os grupos ASEAN5, ASEAN5 + Coréia e ASEAN5 + China + Coréia. Contudo, apenas os dois primeiros destes grupos apresentaram os sinais esperados pelos autores. Contudo, mesmo nesses dois últimos casos, alguns países do vetor de cointegração não passaram no teste de exogeneidade

para uma relação de longo prazo. Isto implica que mesmo que esses países que apresentaram exogeneidade afetem a relação de longo prazo entre outros países, os mesmos não convergem por si mesmos para o equilíbrio (OGAWA; KAWASAKI, 2003). Os autores concluem que mesmo que não exista uma relação de longo prazo estável entre os países do Oriente Asiático, no que concerne a uma zona monetária ótima potencial, os pesos encontrados para as três moedas da cesta devem ser considerados para discussões.

Conforme pôde ser constatado pelo apresentado nesta seção, a teoria da PPCG tem um forte apelo econométrico. Tendo como objetivo fazer inferências no que concerne a países da América Latina, o próximo capítulo nos fornecerá evidências empíricas que poderão ser base para discussões futuras no que concerne a orientações de cunho político-econômicas na região.

4. PPCG: EVIDÊNCIAS ADICIONAIS PARA AMÉRICA LATINA

Neste capítulo serão apresentados os resultados referentes ao teste da teoria da PPCG num grupo de países da América Latina, a saber: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. O Canadá e os EUA serão utilizados como países-base. Ele está estruturado em três seções. Na seção 4.1, faremos algumas considerações sobre os dados utilizados para os testes empíricos. Os resultados empíricos objeto do estudo serão apresentados na seção 4.2. Por último, de forma suplementar, apresentaremos na seção 4.3 uma proposição para análise de zonas de integração entre um conjunto de países.

4.1. DADOS

Para a realização dos testes empíricos foram obtidos dados com frequência trimestral e referente ao período pós Bretton-Woods, 1973:02 – 1998:04. As séries do índice de preços ao consumidor e das taxas de câmbio nominal (médias do período) foram obtidas do International Financial Statistics (IFS) e do Ipeadata para os seguintes países: Alemanha, Argentina, Bolívia, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Equador, Estados Unidos, França, Itália, Japão, México, Paraguai, Peru, Reino Unido, Uruguai e Venezuela. O motivo pelo qual se estabeleceu o quarto trimestre de 1998 como última observação deve-se ao fato de que a partir de janeiro de 1999 materializou-se a unificação monetária na região do Euro. Para evitar-se uma metodologia de análise arbitrária para o período pós 1998:04, decidiu-se truncar neste trimestre a amostra.

Uma crítica recorrente recairá sobre o fato de estar se utilizando índices de preços ao consumidor quando existem evidências de que a utilização de índices de preços no atacado parecem dar maior suporte à teoria objeto de análise (TERRA; ABREU, 2005).

Uma vez que a disponibilidade de dados é um problema existente quando se tenta analisar empiricamente países subdesenvolvidos, optou-se por fazer uso do índice de preços ao consumidor, consciente quanto aos limites metodológicos existentes e que foram discutidos sumariamente no Capítulo 2.

As taxas de câmbio real foram obtidas pelo emprego da seguinte fórmula:

$$q_{i,t} = \ln \left(\frac{E_{i,t} \times IPC_t^*}{IPC_{i,t}} \right) = e_{i,t} + p_t^* - p_{i,t} \quad (4.1)$$

onde $q_{i,t}$ é a taxa de câmbio real para o país i em t ;

$E_{i,t}$ é a média entre as taxas de câmbio da moeda do país i /dólar americano e da moeda do país i /dólar canadense em t , medidas como os preços de 1USD e 1CAD em termos da moeda nacional;

IPC_t^* e $IPC_{i,t}$ são, respectivamente, a média entre o índice de preços ao consumidor nos EUA e no Canadá e o índice de preços ao consumidor no país i em t ;

e_t , p_t^* , e $p_{i,t}$ são, respectivamente, os logaritmos naturais de $E_{i,t}$, IPC_t^* e $IPC_{i,t}$.

O Gráfico 4.1 apresenta os gráficos das séries das taxas de câmbio real dos países analisados.

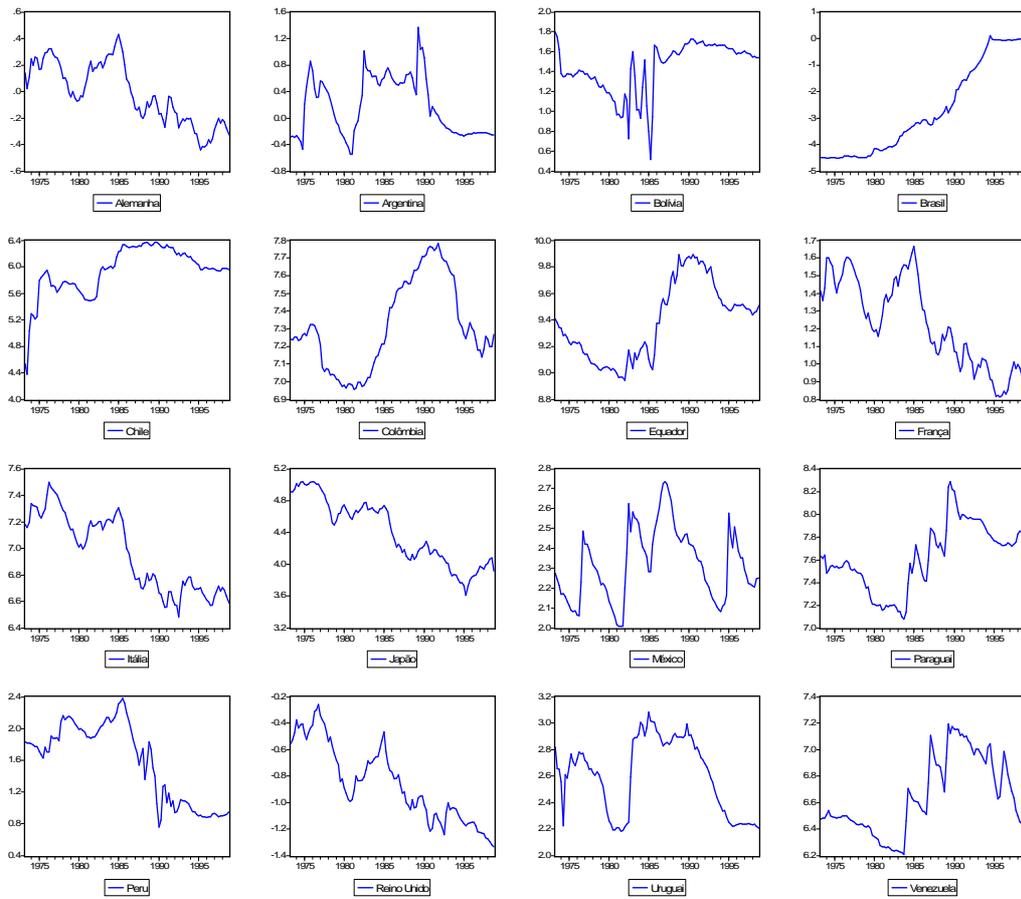


Gráfico 4.1: Taxas de câmbio real

Realizada esta breve apresentação sobre os dados, passemos aos resultados dos testes empíricos.

4.2. DOS RESULTADOS

Nesta seção buscar-se-á obter evidências no que concerne à existência de ao menos um vetor de cointegração entre os países analisados, de forma a evidenciar se tal vetor (ou combinação linear de dois ou mais vetores) pode ser considerado uma evidência a favor da existência de uma zona monetária ótima potencial ou se os resultados refletem o fato de a economia dos países subdesenvolvidos analisados terem o comportamento de suas variáveis fundamentais impactado pelos acontecimentos no

grupo das maiores potências mundais, o G-7, formado por EUA, Japão, Alemanha, Reino Unido, França, Itália e Canadá.

A aplicação do método de Johansen para análise de cointegração requer que as séries a serem incluídas na análise sejam integradas de mesma ordem. Como se pode observar no Gráfico 4.1, o comportamento das séries é bastante volátil, o que sugere a não-estacionaridade das mesmas. Para formalizar esta constatação gráfica, recorreremos aos testes de raiz unitária. O resultado de tais testes está na Tabela 4.1. A coluna 1 descreve os países, enquanto na coluna 2 considera-se a característica da série: com tendência determinística linear (tend.); apenas com intercepto (const.); ou sem tendência determinística linear (nenhum). Na terceira coluna constam os resultados do teste de Dickey e Pantula (1987) (DP), com o intuito de testar a hipótese de existência de duas raízes unitárias. Conforme pode ser observado, os resultados sugerem que as séries não apresentam duas ou mais raízes unitárias. O próximo passo consiste em realizar os testes para verificar a existência de uma raiz unitária. Nas colunas 4 e 5 são apresentados os resultados dos testes ADF e Phillips e Perron (PP), respectivamente. Conforme apresentado no Capítulo 3, seção 3.1, valores de ρ próximos de um são indicativos do baixo poder do teste ADF. Assim, apresenta-se na coluna 6 os testes ERS (ou DFGLS), que são mais apropriados para esta situação.

Tabela 4.1: Testes de raiz unitaria

País	Caso	DP	ADF	PP	ERS
Alemanha	tend.	0,733 [7,450]	-3,161*	-2,586	na
Argentina	nenhum	0,971 [9,713]	-2,093	-2,156	-1,680*
Bolívia	const.	0,894 [8,984]	-1,349	-3,825***	-0,952
Brasil	tend.	0,635 [6,825]	-2,189	-2,147	-0,803
Chile	const.	0,809 [8,132]	-5,564***	-4,125***	Na
Colômbia	const.	0,518 [6,072]	-1,570	-1,227	-1,518
Equador	const.	0,839 [8,527]	-0,874	-1,040	-0,889
França	tend.	0,641 [6,868]	-3,232*	-2,656	na
Itália	tend.	0,676 [7,185]	-3,156 *	-2,712	na
Japão	tend.	0,686 [7,582]	-2,932	-2,560	-2,658
México	const.	0,837 [8,474]	-2,090	-2,618 *	-2,075**
Paraguai	const.	0,630 [6,780]	-1,367	-1,483	-1,384
Peru	const.	0,886 [8,925]	-0,790	-0,807	-0,565
Reino Unido	tend.	0,768 [7,885]	-2,808	-2,743	-2,534
Uruguai	const.	0,919 [9,029]	-1,745	-1,506	-1,516
Venezuela	const.	0,665 [7,080]	-1,301	-1,331	-1,240

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

O teste ADF sugere que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada para as séries da Alemanha, França e Itália ao nível de 10% de significância. De outra forma, para a série do Chile é rejeitada ao nível de 1%. No caso do teste PP, rejeita-se a hipótese nula ao nível de 1% de significância para os casos da Bolívia e do Chile. Quando se considera o nível de 10%, a série do México passa a rejeitar H_0 .

Com exceção da Alemanha, Chile, França e Itália, o teste ERS foi realizado para as séries de câmbio real analisadas. Apenas para os casos da Argentina e México a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada, aos níveis de 10% e 5% de significância, respectivamente.

Tendo estes resultados em mente, excluiremos da análise de cointegração as séries da Bolívia, Chile e México. O critério utilizado se deve ao fato de se verificar a rejeição da hipótese nula de raiz unitária destas séries a, pelo menos, um nível de significância de 5%.

Na aplicação do teste de cointegração de Johansen, podemos considerar duas hipóteses alternativas. A primeira seria permitir uma constante na equação de cointegração. Denominaremos este modelo de Tendência Determinística Linear Restrita (TDLR). A segunda considera uma tendência determinística linear na equação de cointegração, modelo este que será denominado de Tendência Determinística Linear (TDL).

Antes de partirmos para a análise de grupos de países da América Latina, verificaremos se as séries de taxas de câmbio real destes países, individualmente, são cointegradas com as séries de cinco países componentes do G-7, a saber: Japão, Alemanha, Reino Unido, França e Itália. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 4.2.

Com exceção da Colômbia, tanto a estatística de traço como a max não levaram a rejeição da hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração. No caso da Colômbia, os resultados são bem conflitantes. Quando se considera o modelo TDLR, enquanto a estatística de traço indica a existência de um vetor de cointegração a 5% de significância, o mesmo não pode ser afirmado para o caso da estatística max. Para o caso do modelo TDL, nenhuma das estatísticas rejeita a hipótese nula de não-cointegração.

Assim, é necessário cautela na análise dos resultados. Na Tabela 4.2 estão presentes as estimativas do vetor de cointegração. Ao nível de 10% de significância, as estimativas dos coeficientes do vetor de cointegração da Alemanha, Reino Unido,

Japão e Itália se mostraram significativas. Estes resultados podem ser indícios muito mais de uma grande dependência e/ou vulnerabilidade da economia colombiana em relação às maiores economias do mundo do que uma constatação de existência de uma zona monetária ótima potencial, sendo esta sugerida pela PPCG.

Tabela 4.2: Análise de cointegração entre países latino-americanos e componentes do G-7

	<i>Número de vetores cointegrantes</i>		<i>Const</i>	<i>Tend</i>	β_{ALE}	β_{RU}	β_{FRA}	β_{ITA}	β_{JAP}	α
	$\lambda_{traço}$	λ_{max}								
Argentina	0	0								
Brasil	0	0								
Colômbia	1**	0	-30,870		-1,497 (-2,475)	-1,870 (-7,487)	0,721 (1,046)	3,177 (12,111)	-0,241 (-1,741)	-0,042 (-1,512)
Equador	0	0								
Paraguai	0	0								
Peru	0	0								
Uruguai	0	0								
Venezuela	0	0								

* Significativo a 10%; ** Significativa a 5%; e *** Signifitativo a 1%.

A Tabela 4.3 apresenta os testes de cointegração bilaterais. A hipótese nula de não-cointegração foi rejeitada apenas para três combinações, sendo estas: Argentina-Uruguai; Colômbia-Venezuela; e Equador-Paraguai.

Tabela 4.3: Análise de Cointegração bivariada

		<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>Colômbia</i>	<i>Equador</i>	<i>Paraguai</i>	<i>Peru</i>	<i>Uruguai</i>
<i>Brasil</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	0						
	λ_{max}	0						
<i>Colômbia</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	0	0					
	λ_{max}	0	0					
<i>Equador</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	0	0	0				
	λ_{max}	0	0	0				
<i>Paraguai</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	0	0	0	1***			
	λ_{max}	0	0	0	1***			
<i>Peru</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	0	0	0	0	0		
	λ_{max}	0	0	0	0	0		
<i>Uruguai</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	1***	0	0	0	0	0	
	λ_{max}	1***	0	0	0	0	0	
<i>Venezuela</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	0	0	1**	0	0	0	0
	λ_{max}	0	0	1**	0	0	0	0

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Na Tabela 4.4 são apresentadas as estimativas dos parâmetros de cointegração entre a Argentina e o Uruguai. Tanto no que concerne às estimativas dos coeficientes de velocidade de ajustamento (α) quanto aos coeficientes do vetor de cointegração (β), obtiveram-se estatísticas-t significativas. Pode-se observar um lento processo de ajustamento, sendo este de 3.5 anos para a Argentina e 8 anos para o Uruguai. Uma vez que a soma dos β 's é diferente de zero, não se pode excluir os EUA e o Canadá da relação. Este resultado implica a verificação da hipótese da PPCG, de forma que a Argentina e o Uruguai satisfazem uma condição necessária para a existência potencial de uma zona monetária ótima.

Tabela 4.4: Parâmetros do modelo Argentina-Uruguai

<i>Modelo TDLR</i>		
Constante = 2,812 [7,634]		
	α_i	β_i
Argentina	0,289 [-3,769]	1
Uruguai	0,124 [3,780]	-1,164 [-8,286]
Soma		-0,164

O Gráfico 4.2 nos mostra o comportamento do processo de ajustamento entre a Argentina e o Uruguai.

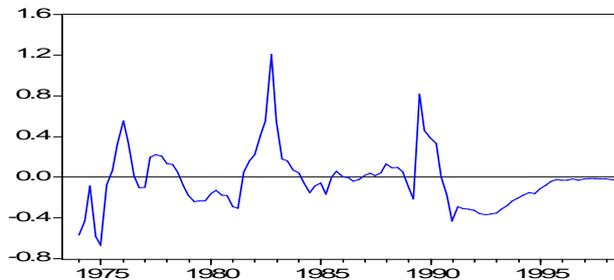


Gráfico 4.2: Relação de cointegração entre Argentina e Uruguai

A Tabela 4.5 apresenta os resultados da análise de cointegração para a Colômbia e a Venezuela. Com exceção da estimativa do coeficiente de velocidade de ajustamento da Colômbia, os demais parâmetros se mostraram significativos. O processo de ajustamento acontece em aproximadamente 3,5 anos para a Venezuela. A soma dos β 's é diferente de zero, o que não permite excluir os EUA e o Canadá da relação. Também para esse caso, verifica-se a hipótese da PPCG, embora os resultados sejam menos robustos do que para o caso Argentina e Uruguai.

Tabela 4.5: Parâmetros do modelo Colômbia-Venezuela

<i>Modelo TDLR</i>		
Constante = -1,292 [-2,536]		
	α_i	β_i
Colômbia	-0,043 [-1,366]	1
Venezuela	0,285 [4,196]	-0,906 [-11,840]
Soma		0,094

O comportamento da relação de cointegração entre Colômbia e Venezuela pode ser observado no Gráfico 4.3.

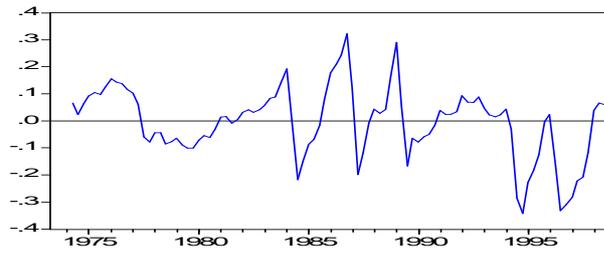


Gráfico 4.3: Relação de cointegração entre Colômbia e Venezuela

Os resultados da análise de cointegração entre Equador e Paraguai estão apresentados na Tabela 4.6. Os resultados indicam a significância das estimativas dos parâmetros, exceto para o caso do coeficiente de velocidade de ajustamento do Equador. No caso do Paraguai, observa-se um processo de ajustamento de aproximadamente 3,8 anos. A soma dos β 's, como nos casos anteriores é diferente de zero, o que implica que os EUA e Canadá não podem ser excluídos da relação.

Tabela 4.6: Parâmetros do modelo Equador-Paraguai

<i>Modelo TDLR</i>		
Constante = -1,252 [-2,018]		
	α_i	β_i
Equador	-0,040 [-1,069]	1
Paraguai	0,263 [6,062]	-1,066 [-13,102]
Soma		-0,066

No Gráfico 4.4, apresenta-se a relação de cointegração entre as séries de câmbio real do Equador e Paraguai.

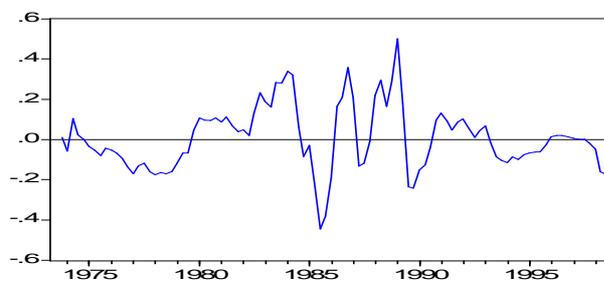


Gráfico 4.4: Relação de cointegração entre Equador e Paraguai

O próximo passo consiste na apresentação dos resultados econométricos por grupo de países. Tais grupos foram construídos de forma a considerar a realidade dos esforços concernentes ao incentivo à criação de uma área de livre comércio entre os países da região.

GRUPO 1: Brasil, Argentina, Uruguai e Paraguai

Esse grupo constitui-se dos países, que, sobretudo a partir da década de 1990, concentraram esforços em termos de redução às barreiras ao comércio, constituindo o denominado Mercosul. As estatísticas de traço e max são apresentadas na Tabela 4.7. Em ambos os modelos, encontram-se indícios que apontam para a existência de um vetor de cointegração ao nível de 1% de significância.

Tabela 4.7: Estatísticas de traço e max para o grupo 1

H ₀	Tendência Determinística Linear (TDLR)		Tendência Determinística Linear Restrita (TDL)	
	Estatística de Traço	Estatística Lambda max	Estatística de Traço	Estatística Lambda max
Nenhum	62,258 **	36,012 **	73,154 **	37,322 **
No máximo 1	26,247	15,206	35,832	17,300
No máximo 2	11,041	10,997	18,532	13,887
No máximo 3	0,044	0,044	4,644	4,644

*(**) Rejeita H₀ ao nível de 5%(1%) de significância.

O método de Johansen foi utilizado para estimar os parâmetros da análise de cointegração. Os resultados são apresentados na Tabela 4.8. As estimativas dos parâmetros β se mostram significativas. As somas dos coeficientes dos vetores de cointegração são diferentes de zero em ambos os modelos, resultados estes que não permitem excluir os EUA e o Canadá da análise. Um aspecto não positivo consiste no fato de se ter constatado que em ambos os modelos os coeficientes de velocidade de ajustamento para o Brasil e Paraguai não são significativamente diferentes de zero. Estes coeficientes indicam que o processo de ajustamento é menos lento no caso do modelo TDL.

Tabela 4.8: Parâmetros dos modelos TDLR e TDL para o Grupo 1

	<i>Modelo TDLR</i>		<i>Modelo TDL</i>	
	Constante = 53,257		Constante = 28,589 Tendência = -0,033 [-3,951]	
	α_i	β_i	α_i	β_i
Brasil	0,003 [0,823]	1	0,002 [0,219]	1
Argentina	-0,026 [-3,939]	10,353 [5,522]	-0,065 [-3,946]	4,585 [6,149]
Paraguai	0,003 [1,156]	-4,518 [-2,839]	0,006 [0,915]	-2,229 [-2,633]
Uruguai	0,009 [3,064]	-6,939 [-2,440]	0,023 [3,179]	-3,075 [-2,499]
Soma		-0,104		0,281

As Figuras 4.5 e 4.6 apresentam os gráficos das relações de cointegração para os modelos TDLR e TDL, respectivamente.

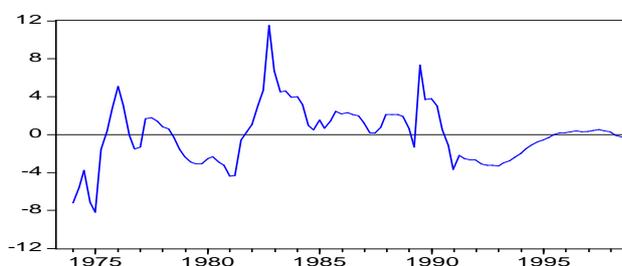


Figura 4.5: Relação de Cointegração para o modelo TDLR – Grupo 1

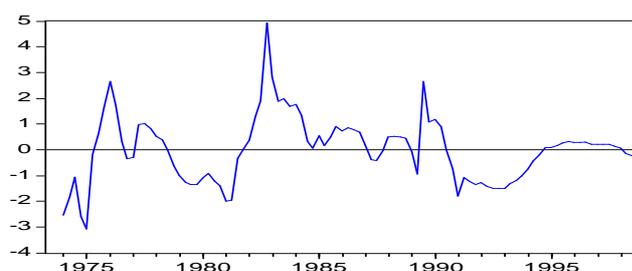


Figura 4.6: Relação de Cointegração para o modelo TDL – Grupo 2

Com base nestes resultados, pode-se constatar a validade da teoria da PPCG para este grupo de países, embora os resultados não sejam tão robustos.

GRUPO 2: Brasil, Argentina, Uruguai, Paraguai e Venezuela

Neste grupo, optou-se por adicionar somente a Venezuela. O objetivo inicial era incluir a Bolívia e o Chile, entretanto, estas séries são estacionárias e tiveram que

ser excluídas da análise. Na Tabela 4.9 tem-se os resultados das estatísticas de traço e max. As mesmas indicam a existência de um vetor de cointegração em ambos os modelos.

Tabela 4.9: Estatísticas de traço e max para o Grupo 2

H_0	Tendência Determinística Linear (TDLR)		Tendência Determinística Linear Restrita (TDL)	
	Estatística de Traço	Estatística Lambda Max	Estatística de Traço	Estatística Lambda Max
	Nenhum	83,347 **	36,327 *	93,858 *
No máximo 1	47,020	18,699	56,006	20,431
No máximo 2	28,321	13,696	35,576	18,172
No máximo 3	14,625	13,228	17,403	13,483
No máximo 4	1,397	1,397	3,921	3,921

*(**) Rejeita H_0 ao nível de 5%(1%) de significância.

As estimativas dos parâmetros da análise de cointegração para o Grupo 2 estão apresentados na Tabela 4.10. Em ambos modelos as estimativas dos coeficientes do vetor de cointegração para o Paraguai e Venezuela não são significativas. Os coeficientes de velocidade de ajustamento, significativamente diferente de zero, são baixos em valor absoluto, o que sugere uma elevada persistência do processo de ajustamento, sendo esta característica mais consistente para o caso do modelo TDLR.

Tabela 4.10: Parâmetros dos modelos TDLR e TDL para o Grupo 2

	<i>Modelo TDLR</i>		<i>Modelo TDL</i>	
	α_i	β_i	α_i	β_i
	Constante = 53,739		Constante = 27,787 Tendência = -0,036 [-4,152]	
Brasil	0,003 [0,873]	1	0,0005 [0,052]	1
Argentina	-0,025 [-4,110]	11,065 [5,476]	-0,066 [-3,897]	4,457 [6,107]
Paraguai	0,002 [0,963]	-4,688 [-1,064]	0,006 [0,851]	-2,768 [-1,780]
Uruguai	0,009 [3,159]	-7,628 [-2,467]	0,026 [3,389]	-3,103 [-2,473]
Venezuela	0,003 [1,180]	0,371 [0,079]	0,009 [1,119]	0,777 [0,427]
Soma		0,120		0,363

Nas Figuras 4.7 e 4.8 são apresentados os gráficos da relação de cointegração, nos quais se pode notar uma longa persistência no processo de ajustamento.

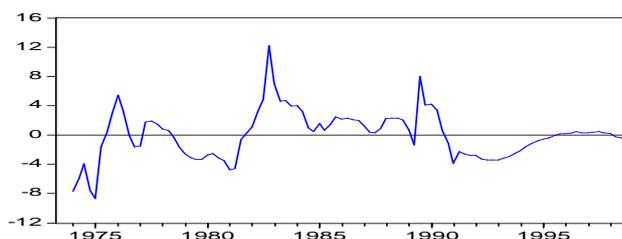


Figura 4.7: Relação de cointegração para o modelo TDLR – Grupo 2

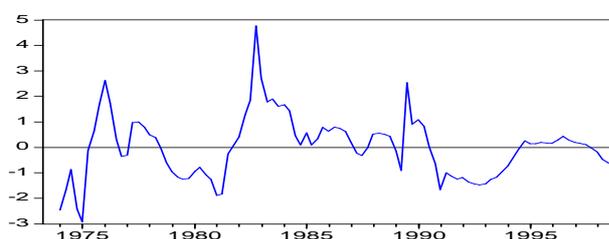


Figura 4.8: Relação de cointegração para o modelo TDL – Grupo 2

As estimativas para o Grupo 2 também apontam para a validação da PPCG, ainda que as estimativas de alguns parâmetros não sejam significativamente diferentes de zero, o que mais uma vez requer maior cuidado na interpretação dos resultados no que concerne a suas implicações.

GRUPO 3: Brasil, Argentina, Uruguai, Paraguai, Venezuela, Colômbia, Equador e Peru

Neste grupo, o objetivo foi expandir a análise e considerar países vizinhos dos parceiros do MERCOSUL. As estatísticas de traço e max são apresentadas na Tabela 4.11. A estatística de traço, ao nível de 1% de significância, aponta a existência de pelos menos dois vetores de cointegração em ambos modelos. Esta evidência não é confirmada no caso da estatística max, que fornece indícios de existência de apenas um vetor de cointegração em ambos modelos.

Tabela 4.11: Estatísticas de traço e max para o Grupo 3

H_0	Tendência Determinística Linear (TDLR)		Tendência Determinística Linear Restrita (TDL)	
	Estatística de Traço	Estatística Lambda Max	Estatística de Traço	Estatística Lambda Max
	Nenhum	230,337 **	88,790 **	259,905 **
No máximo 1	141,547 **	40,416	171,050 **	46,932
No máximo 2	101,130 *	35,324	124,118 *	40,405
No máximo 3	65,806	27,367	83,713	27,395
No máximo 4	38,440	20,747	56,319	24,198
No máximo 5	17,693	9,621	32,121	20,373
No máximo 6	8,072	5,798	11,748	5,954
No máximo 7	2,274	2,274	5,794	5,794

*(**) Rejeita H_0 ao nível de 5%(1%) de significância.

A Tabela 4.12 apresenta os resultados da aplicação do método de Johansen para este grupo de países. Nota-se que a estimativa do componente tendência não é significativamente diferente de zero no modelo TDL. Por isso, comentar-se-á sobre os resultados do modelo TDLR. As estimativas dos coeficientes do vetor de cointegração para o Uruguai e Colômbia não são significativas. Nos casos dos coeficientes de velocidade de ajustamento que se mostraram significativas, pode-se constatar baixos valores, em módulo, o que sugere um processo de ajustamento lento, como nos casos anteriores. Como constatado nos casos anteriores, a soma das estimativas dos coeficientes do vetor de cointegração é diferente de zero, o que impossibilita a exclusão de EUA e Canadá da análise.

Tabela 4.12: Parâmetros dos modelos TDLR e TDL para o Grupo 3

	<i>Modelo TDLR</i>		<i>Modelo TDL</i>	
	α_i	β_i	α_i	β_i
	Constante = -2,778		Constante = -3,682 Tendência = -0,006 [-0,910]	
Brasil	0,020 [2,525]	1	0,023 [2,482]	1
Argentina	-0,060 [-3,604]	4,240 [6,399]	-0,068 [-3,592]	3,815 [6,547]
Paraguai	0,021 [3,476]	-6,446 [-4,240]	0,025 [3,530]	-5,743 [-4,290]
Uruguai	-0,0004 [-0,055]	0,138 [0,108]	0,0005 [0,050]	-0,181 [-0,162]
Venezuela	0,021 [3,147]	-5,042 [-3,408]	0,025 [3,209]	-4,358 [-3,052]
Colômbia	0,003 [1,007]	-1,358 [-0,807]	0,004 [0,987]	-1,181 [-0,792]
Equador	0,004 [0,807]	10,031 [6,108]	0,005 [0,760]	9,069 [6,292]
Peru	0,004 [0,419]	1,773 [2,275]	0,004 [0,367]	1,763 [2,326]
Soma		4,336		4,184

As Figuras 4.9 e 4.10 ilustram o lento e volátil processo de ajustamento das taxas de câmbio real dos países analisados.

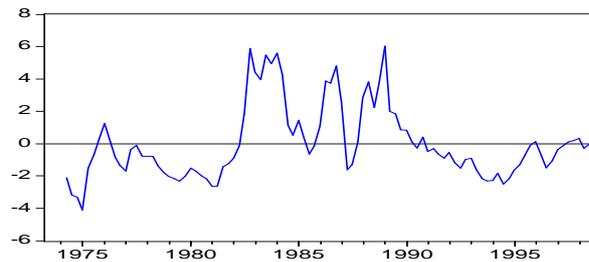


Figura 4.9: Relação de cointegração para o modelo TDLR – Grupo 3

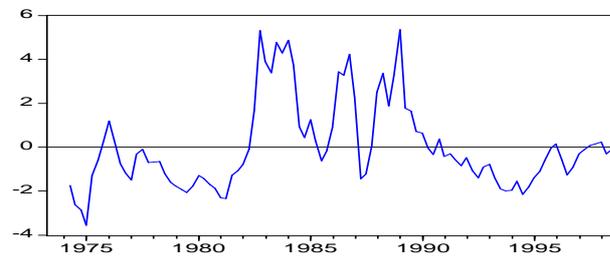


Figura 4.10: Relação de cointegração para o modelo TDL – Grupo 3

Como aconteceu com os dois primeiros grupos analisados, neste terceiro grupo também se pode constatar a verificação da PPCG, ainda que algumas estimativas tenham apresentado valores não significativos.

Nos testes de raiz unitária anteriores não houve uma preocupação formal em considerar a possibilidade de mudanças bruscas no comportamento das séries analisadas. Uma maneira de tornar mais rigorosos os testes para verificar a estacionaridade das séries é considerar a existência de quebras estruturais. O uso de testes padrões para análise de uma série na qual ocorre uma quebra pode não levar à rejeição da hipótese nula, mesmo no caso de estacionaridade da série, incorrendo-se no vício da não-estacionaridade.

Os países objeto de análise são subdesenvolvidos e, como tais, são mais vulneráveis a choques econômicos oriundos de crises internacionais e/ou internas.

Neste contexto, optou-se por realizar dois procedimentos de testes, a saber: Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). As Tabelas 4.13 e 4.14 apresentam os resultados destes testes, respectivamente.

Os testes de Zivot e Andrews (1992) fornecem indícios de rejeição da hipótese nula de raiz unitária para os seguintes países: Bolívia, Chile, Equador, México e Uruguai. O procedimento de Perron (1997) acrescenta a Colômbia a esta lista.

A aplicação dos testes de Zivot e Andrews levou à rejeição da hipótese nula de raiz unitária, ao nível de 1% de significância, das séries da Bolívia e Uruguai. Quando considerado um nível de 5%, os testes para as séries do Chile, Equador e México levaram à rejeição da hipótese nula.

4.13: Teste com quebra estrutural – método Zivot e Andrews

<i>País</i>	<i>Componentes da quebra</i>			<i>Estatística t mínima</i>	<i>Data da quebra</i>	<i>Valores Críticos</i>	
	<i>Intercepto</i>	<i>Inclinação</i>	<i>Intercepto e Inclinação</i>			<i>1%</i>	<i>5%</i>
Argentina	X			-3,941	1981:02	-5,34	-4,80
Bolívia	X			-5,738	1985:04	-5,34	-4,80
Brasil	X			-4,589	1989:03	-5,34	-4,80
		X		-2,242	1977:02	-4,93	-4,42
			X	-2,267	1990:01	-5,57	-5,08
Chile	X			-4,995	1982:03	-5,34	-4,80
		X		-2,902	1988:02	-4,93	-4,42
			X	-4,983	1982:03	-5,57	-5,08
Colômbia	X			-3,095	1985:02	-5,34	-4,80
Equador	X			-5,311	1985:04	-5,34	-4,80
México	X			-4,977	1982:01	-5,34	-4,80
Paraguai	X			-3,850	1986:04	-5,34	-4,80
Peru	X			-3,874	1989:01	-5,34	-4,80
Uruguai	X			-6,422	1982:04	-5,34	-4,80
Venezuela	X			-2,842	1984:01	-5,34	-4,80

De outra forma, quando aplicado o teste de Perron (1997), foram obtidos indícios de estacionaridade, ao nível de 1% de significância, das séries do Chile, Equador e Uruguai. As séries da Bolívia, Colômbia e México, tiveram a hipótese nula de raiz unitária rejeitada ao nível de 5% de significância.

4.14: Teste com quebra estrutural – método Perron

<i>País</i>	<i>Componentes da quebra</i>			<i>Estatística t mínima</i>	<i>Data da quebra</i>	<i>Valores Críticos</i>	
	<i>IO1</i>	<i>IO2</i>	<i>AO</i>			<i>1%</i>	<i>5%</i>
Argentina	X			-4,637	1989:01	-5,41	-4,80
		X		-4,078	1989:01	-5,57	-5,08
			X	-3,321	1988:03	-5,28	-4,65
Bolívia	X			-5,240	1985:01	-5,41	-4,80
		X		-4,921	1985:02	-5,57	-5,08
			X	-2,320	1977:04	-5,28	-4,65
Brasil	X			-4,776	1989:03	-5,41	-4,80
		X		-3,063	1979:04	-5,57	-5,08
			X	-3,231	1984:01	-5,28	-4,65
Chile	X			-6,458	1982:01	-5,41	-4,80
		X		-6,564	1982:01	-5,57	-5,08
			X	-3,848	1989:02	-5,28	-4,65
Colômbia	X			-5,156	1993:01	-5,41	-4,80
		X		-4,587	1988:04	-5,57	-5,08
			X	-3,878	1986:03	-5,28	-4,65
Equador	X			-6,100	1985:02	-5,41	-4,80
		X		-5,728	1985:02	-5,57	-5,08
			X	-2,960	1996:02	-5,28	-4,65
México	X			-4,952	1981:03	-5,41	-4,80
		X		-4,905	1981:03	-5,57	-5,08
			X	-4,103	1985:04	-5,28	-4,65
Paraguai	X			-3,429	1986:02	-5,41	-4,80
		X		-2,944	1983:04	-5,57	-5,08
			X	-2,489	1973:03	-5,28	-4,65
Peru	X			-4,269	1988:04	-5,41	-4,80
		X		-3,938	1986:04	-5,57	-5,08
			X	-3,035	1983:04	-5,28	-4,65
Uruguai	X			-6,383	1982:02	-5,41	-4,80
		X		-6,413	1982:02	-5,57	-5,08
			X	-3,622	1989:01	-5,28	-4,65
Venezuela	X			-2,658	1986:02	-5,41	-4,80
		X		-2,544	1996:02	-5,57	-5,08
			X	-2,714	1997:01	-5,28	-4,65

Diante dos resultados sugeridos pelos testes de raiz unitária com quebra estrutural, um grupo reduzido de países permaneceu com ordem de integração 1, a saber: Argentina, Brasil, Paraguai, Peru e Venezuela. Denominando esse conjunto de países de Grupo 4, procedamos a aplicação da análise de cointegração.

Grupo 4: Argentina, Brasil, Paraguai, Peru e Venezuela

Para determinarmos o número de vetores cointegrantes, procedemos como nos casos anteriores: realizaram-se testes de máxima verossimilhança. As estatísticas de traço e max para ambos os modelos são apresentadas na Tabela 4.15.

4.15: Estatísticas de traço e max para o Grupo 4

H ₀	Tendência Determinística Linear (TDLR)		Tendência Determinística Linear Restrita (TDL)	
	Estatística de Traço	Estatística Lambda Max	Estatística de Traço	Estatística Lambda Max
	Nenhum	61,900	25,871	69,543
No máximo 1	36,029	17,353	41,197	17,363
No máximo 2	18,676	11,558	23,834	12,807
No máximo 3	7,118	5,232	11,027	6,746
No máximo 4	1,886	1,886	4,281	4,281

*(**) Rejeita H₀ ao nível de 5%(1%) de significância.

Conforme apontado na Tabela 4.15, a hipótese nula de não-cointegração não pode ser rejeitada por nenhuma das estatísticas e em nenhum dos modelos. Desta forma, para este grupo de países a teoria da PPCG não se verifica ou, de outra forma, Argentina, Brasil, Paraguai, Peru e Venezuela não satisfazem a condição necessária para a existência potencial de uma zona monetária ótima.

Os resultados dos testes empíricos indicaram que para os três primeiros grupos analisados pôde-se constatar a verificação da teoria da PPCG, enquanto no caso do Grupo 4, não foram encontrados indícios de existência de um vetor de cointegração entre as séries das taxas de câmbio real dos países componentes.

De acordo com a teoria da PPCG, a existência de ao menos um vetor de cointegração entre as taxas de câmbio real de um conjunto de países consiste numa condição necessária para a existência potencial de uma zona monetária ótima.

Conforme ressaltado dos resultados encontrados para os três primeiros grupos, alguns parâmetros não são significativamente diferentes de zero, o que exige cautela em quaisquer inferências sobre os resultados. De qualquer forma, dois aspectos comuns aos três grupos podem ser levantados. O primeiro consiste no fato de que não se pode excluir os EUA e o Canadá de quaisquer dos grupos. As economias dos países analisados são altamente dependentes dos fundamentos da economia destes dois países, sobretudo, da norte-americana. Por isso, talvez seja interessante considerar os resultados encontrados como indícios/constatação de uma grande vulnerabilidade dos países analisados. O segundo aspecto refere-se à constatação da longa persistência do processo de ajustamento, variando de 3,5 a 10 anos nos casos em que os coeficientes de velocidade de ajustamento se mostraram significativos. A literatura tem sugerido uma persistência entre 3 e 5 anos. Diante deste resultado, permanece inerente no processo de ajustamento o chamado “quebra-cabeça” da PPC, o qual aponta para a

dificuldade de conciliação entre a alta volatilidade de curto prazo das taxas de câmbios real e o lento processo de ajustamento.

4.3. ZONA MONETÁRIA ÓTIMA ENTRE PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO: UMA NOVA ABORDAGEM

O objetivo desta subseção consiste em propor uma nova abordagem para a análise de zonas monetárias ótimas entre países em desenvolvimento. Entendo que a grande vulnerabilidade dos países em desenvolvimento amplia a possibilidade de choques estruturais nas macrovariáveis fundamentais. E, além disso, em concordância com o fundamento abordado em Mundell (1961) de que um conjunto de países sujeitos aos mesmos choques reais em seus macrofundamentos constitui uma zona monetária ótima, deve-se levar em conta o “efeito dominó” ocasionado nos momentos de flutuações econômicas mundial.

Neste contexto, a utilização de testes de raiz unitária com quebras estruturais, nos permite identificar países nos quais tais choques ocorrem num espaço de tempo comum. Proponho que se denomine *zona de integração potencial* um conjunto de países no qual ocorrem choques num espaço de tempo comum e entre seus componentes não se encontre legitimados mecanismos institucionais sócio-político-econômicos que permitam maior facilidade na realização de transações entre seus membros, no que concerne tanto a produtos e serviços quanto a fatores de produção.

A Tabela 4.16 sintetiza os resultados dos testes de Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997), de forma a identificar os períodos nos quais ocorreram determinadas quebras.

Tabela 4.16: Datas das quebras estruturais

<i>País</i>	<i>Data da quebras</i>	
	<i>Zivot e Andrews</i>	<i>Perron</i>
<i>Bolívia</i>	1985:04	1985:01
<i>Chile</i>	1982:03	1982:01
<i>Colômbia</i>	-	1993:01
<i>Equador</i>	1985:04	1985:02
<i>Japão</i>	-	1988:02
<i>México</i>	1982:01	1981:03
<i>Uruguai</i>	1982:04	1982:02

Suponhamos um horizonte temporal de um ano para que a ocorrência de quebras estruturais num conjunto de países caracterize o que estamos denominando de *zona de integração potencial*. Esta suposição fundamenta-se na premissa de que os choques econômicos são dissipados num curto período de tempo. Esta não parece irreal, dado o ambiente econômico internacional caracterizado por uma significativa integração entre os países de distintos continentes.

A análise da Tabela 4.16 aponta para a existência de uma *zona de integração potencial* entre Bolívia e Equador e Chile e Uruguai. No caso Bolívia-Ecuador, as quebras concentraram-se no ano de 1985; enquanto no caso do Chile e Uruguai as quebras ocorreram no ano de 1982.

A abordagem proposta nesta subseção é incipiente e necessita de um aprofundamento metodológico. A consideração de testes que captam mais de uma quebra (PERRON; VOGELSANG, 1992, por exemplo) pode representar um refinamento desta abordagem. De qualquer forma, entende-se que o primeiro passo está dado para a análise de países em desenvolvimento no que concerne ao estabelecimento de uma *zona de integração potencial*.

5. CONCLUSÃO

Neste trabalho utilizou-se da metodologia da PPCG para testar a existência de zona monetária ótima potencial entre países da América Latina. De forma a contextualizar a importância e implicações dos resultados aqui apresentados, os capítulos dois e três, respectivamente, trataram das abordagens teóricas e técnicas da PPC e da metodologia e evidências no que concerne à PPCG. Então, no capítulo quatro, apresentamos as evidências adicionais para o caso da América Latina.

O papel deste trabalho foi cumprido, qual seja: abrir espaço para discussões de caráter técnico/empírico no que concerne aos objetivos de ampliar-se o escopo de discussões sobre maior abertura comercial no continente latino-americano. Isto não significa que se deve abandonar abordagens de cunho sócio-econômico-político-institucionais de características mais qualitativas ao discutir-se o tema liberalização comercial. Contudo, salienta-se a necessidade de inserir um instrumental técnico/empírico para enriquecimento das discussões relevadas.

As séries das taxas de câmbio real dos países analisados apresentam um comportamento altamente volátil, de forma que a realização dos testes de raiz unitária mais comuns, ADF e PP, consistem numa forma de fornecer fundamentação formal sobre a não-estacionaridade das séries. O teste ADF sugeriu a rejeição da hipótese nula de raiz unitária da série do Chile ao nível de 1% de significância. Por outro lado, o teste de PP sugeriu a rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância para as séries da Bolívia e do Chile.

A crítica no que concerne ao baixo poder dos testes de raiz unitária, nos casos em que o coeficiente autoregressivo é próximo de um, motivou a aplicação do teste ADF-GLS. Optou-se pela realização deste teste no caso em que tal coeficiente fosse maior ou igual a 0,9. Nesta perspectiva, encontraram-se indícios de estacionaridade da série do México, ao nível de 5% de significância. Sendo assim, as séries da Bolívia, Chile e México foram excluídas da análise de cointegração.

Terminada a fase de identificação da ordem de integração das séries, partiu-se para a análise de cointegração. Esta análise exige que as séries sejam integradas de

mesma ordem. A aplicação do método de cointegração de Johansen foi realizada de forma a verificar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre cada uma das séries dos países latino-americanos e as séries de cinco países componentes do G-7, a saber: Japão, Alemanha, França, Reino Unido e Itália. Julga-se que a importância econômica destas grandes potências, juntamente com EUA e Canadá, faz com que os países em desenvolvimento tenham o comportamento de suas macrovariáveis altamente relacionado aos acontecimentos de ordem econômica destes países.

O teste da PPCG permitiria encontrar evidências a respeito de uma relação de cointegração entre as séries das taxas de câmbio real dos países em desenvolvimento da América Latina e as séries destas cinco grandes potências. Em caso de rejeição da hipótese nula de não-cointegração, com a existência de pelo menos um vetor de cointegração a PPCG seria verificada e, desta forma, o país para o qual isto ocorresse estaria satisfazendo uma condição necessária para a existência potencial de uma zona monetária com aquelas potências, desde que as estimativas dos parâmetros do vetor de cointegração não fossem tão díspares (ENDERS; HURN, 1994).

Os resultados apontaram que apenas a série da Colômbia era cointegrada com as séries dos cinco países do G-7. Entretanto, esta relação não apresentou robustez, uma vez que apenas a estatística de traço rejeitou a hipótese nula de não-cointegração ao nível de 5% de significância. A primeira lição a ser extraída, portanto, é que os países latino-americanos analisados não formam uma zona monetária ótima com o Japão, Alemanha, França, Reino Unido e Itália.

Seguindo o roteiro do artigo de Enders e Hurn (1994), foram realizados testes bilaterais entre os países em desenvolvimento analisados de forma a identificar algum(ns) grupo(s) potencialmente formador(es) de uma zona monetária ótima. Apenas três pares de combinações apresentaram indícios de cointegração: Argentina-Uruguai; Colômbia-Venezuela; e Equador-Paraguai. Assim, de acordo com a PPCG, estes pares de países satisfazem uma condição necessária para a existência potencial de uma zona monetária ótima junto com os EUA e Canadá. Os coeficientes de velocidade de ajustamento apresentaram valor absoluto pequeno, o que sugeriu um lento processo de ajustamento, algo entre 3,5 e 8 anos.

Realizados os testes bilaterais, o passo seguinte foi a divisão dos países em três grupos. A motivação para a realização deste procedimento e a escolha dos países componentes de cada grupo fundamenta-se no interesse de aferir *insights* sobre os

anseios desses países em adotarem uma postura de maior abertura comercial. O primeiro é composto de Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai, países que tentam avançar, sobretudo a partir da década de 1990, no que concerne à criação de mecanismos de facilitação ao comércio. Seriam os primeiros membros do chamado Mercosul. No segundo grupo, adiciona-se ao grupo 1 a Venezuela, país que iniciou um processo de aderência às práticas de maior integração com os países do Mercosul. O grupo 3 é formado ao adicionar-se ao grupo 2 as séries da Colômbia, Equador e Peru. Aqui, buscou-se ampliar o escopo da análise para verificar a interrelação no comportamento das taxas de câmbio real.

Os resultados da análise de cointegração sugeriram que para os três grupos a hipótese nula de não-cointegração pode ser rejeitada, o que, de acordo com a hipótese da PPCG, sugere a existência potencial de uma zona monetária ótima em cada um dos grupos. Contudo, os resultados não apresentaram tanta robustez, pois alguns parâmetros da análise de cointegração não são significativamente diferentes de zero. Isto exige cautela na aferição de qualquer implicação dos resultados. No entanto, dois aspectos devem ser salientados. O primeiro é que não se pode excluir os EUA e o Canadá da análise, uma vez que as somas das estimativas dos parâmetros do vetor de cointegração não são iguais a zero nos três grupos. A segunda constatação refere-se ao lento processo de ajustamento e maior variabilidade da persistência deste processo, algo entre 3,5 e 10 anos.

A análise da ordem de integração das séries, num segundo momento, foi realizada de forma a abrir escopo para a existência de quebras estruturais nas séries analisadas. O comportamento das taxas de câmbio real dos países latino-americanos analisados apresentou uma alta volatilidade e mudanças bruscas em alguns períodos no tempo. Assim, considerou-se importante recorrer a testes de raiz unitária que considerem a existência de quebras, de forma a se evitar o vício da não-estacionaridade. Dois foram os testes utilizados: Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). O primeiro forneceu indícios de que, a 1% de significância, as séries da Bolívia e do Uruguai rejeitam a hipótese nula de raiz unitária. Quando considerado um nível de 5% de significância, o primeiro teste indicou a estacionaridade das séries do Chile, Equador e México. O teste de Perron forneceu indícios de que as séries do Chile, Equador e Uruguai são estacionárias ao nível de 1% de significância. Quando se considera um nível de 5%, as séries da Bolívia, Colômbia e México também rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária.

Com base nos resultados dos testes de raiz unitária com quebras estruturais, formou-se um grupo dos países que, mesmo diante desta abordagem, continuaram com indícios de integração de primeira ordem na série. Denominou-se este conjunto de países de Grupo 4, a saber: Brasil, Argentina, Paraguai, Peru e Venezuela. Para este caso, a hipótese nula de não-cointegração das taxas de câmbio reais não foi rejeitada, ou seja, a PPCG não se verifica.

Na seção 4.4 foi proposta uma nova abordagem para verificar a existência de uma *zona de integração potencial*, fundamentada na idéia de que um conjunto de países estão vulneráveis aos mesmos choques num espaço de tempo comum. Definiu-se *zona de integração potencial* como um conjunto de países entre os quais não se encontrem legitimados mecanismos institucionais sócio-político-econômicos que permitam maior facilidade na realização de transações entre seus componentes, no que concerne tanto a produtos e serviços quanto a fatores de produção. Consciente do caráter incipiente deste conceito, esta discussão deve ser encarada como uma linha de pesquisa para estudos futuros. Nesta perspectiva, verificou-se a existência de uma *zona de integração potencial* entre Bolívia e Equador e Chile e Uruguai. No caso Bolívia-Ecuador, as quebras concentraram-se no ano de 1985; enquanto no caso do Chile e Uruguai as quebras ocorreram no ano de 1982.

Os resultados do estudo aqui realizado estão calcados em limitações metodológicas que exigem cautela na interpretação dos resultados. Conforme salientado no capítulo 2, há um consenso no que concerne à superioridade do uso de índices de preços no atacado relativamente aos de preços aos consumidores. Em primeiro lugar, nestes últimos tem-se uma parcela maior de componentes não-transacionáveis. Além disso, as cestas de consumo pesquisadas não são uniformes entre os países, mesmo porque produtos que são indispensáveis no dia a dia de um consumidor em determinado país podem ser altamente prescindíveis em outros. Por exemplo, o feijão, alimento essencial aos brasileiros, mas nada comum entre os consumidores argentinos. De outra forma, mesmo produtos idênticos apresentam pesos diferentes nas cestas dos diversos países. Estes problemas são recorrentes e é preciso ter consciência das limitações por eles impostas. Em que pese a desvantagem da utilização de índices de preços ao consumidor, a utilização de índices de preço no atacado é inviável devido ao problema de disponibilidade de dados em alguns países, o que nos levaria a incorrer no problema relacionado a pequenas amostras.

Conforme ressaltado também no primeiro capítulo, outro problema comum nos estudos que fazem uso da análise de cointegração consiste na grande variabilidade das estimativas encontradas para os parâmetros. Uma forma de reduzir tal viés consiste em realizar testes de raiz unitária com maior poder, de forma a evitar a inclusão de séries com diferentes ordem de integração. São exemplos de aplicações que aumentam o poder dos testes: o ADF-GLS, desenvolvido por Elliott, Rothemberg e Stock (1996), bem como a opção por realizar testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais, a exemplo de Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). Tais alternativas permitem inferir com maior confiabilidade sobre a estacionaridade da série. Aumentar o tamanho da amostra também contribui para aumentar o poder dos testes, o que fornece maior confiabilidade aos resultados.

O trabalho aqui apresentado pode ser aprimorado por linhas de pesquisa complementares. Estudos relacionados aos mecanismos institucionais presentes na região, bem como aos ciclos políticos de negócios podem oferecer novos *insights* sobre o tema. No que concerne à utilização de técnicas econométricas alternativas podem ser ressaltados modelos Markov Switching Vector Error Correction (MS-VEC) bem como abordagens não-lineares.

O trabalho aqui apresentado pode ser utilizado em discussões de caráter econômico no que concerne a integração dos países latino-americanos. Conforme apresentado, há indícios de países que satisfaçam, embora com resultados pouco robustos, a condição necessária para existência potencial de uma zona monetária ótima. A lição a ser ressaltada consiste da necessidade de avançar em discussões e acordos concernentes a mecanismos de convergência dos macrofundamentos entre os países da região bem como ajustes internos aos próprios países de forma a propiciar um ambiente sócio-político-econômico-institucional aderente à facilitação do comércio além das fronteiras.

REFERÊNCIAS

ABUAF, J.; JORION, P. Purchasing power parity in the long run. **The Journal of Finance**, Berkeley, v. 45, n. 1, p. 157-174, 1990.

BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 72, n. 6, p. 584-596, 1964.

BANERJEE, A. et al. Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, n. 3, p. 253-277, 1986.

BARBOSA, F. H. **A paridade do poder de compra: existe um quebra-cabeça?** Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, 2005. (Ensaio Econômico).

BAUMOL, W. J.; BOWEN, W. G. **Performing arts: the economic dilemma**. New York: Twentieth Century Fund, 1966.

BENNINGA, S.; PROTOPAPADAKIS, A. A. The equilibrium pricing of exchange rates and assets when trade takes time. **Journal of International Money and Finance**, Amsterdam, v. 7, n. 2, p. 129-149, 1988.

BERNSTEIN, D. J. Generalized Purchasing Power Parity and the case of the European Union as a successful currency area. **Atlantic Economic Journal**, Cambridge, v. 28, n. 4, p. 385-395, 2000.

BERTOLA, G.; CABALLERO, R. J. **Kinked adjustment costs and aggregate dynamics**. New York: Columbia University, Department of Economics, 1990. (Paper, 465).

BHAGWATI, J. N. Why are services cheaper in poor countries? **The Economic Journal**, London, v. 94, n. 374, p. 279-286, 1984.

BRANSON, W. Asset markets and relative prices in exchange rate determination. **Sozialwissenschaftliche Annalen des Instituts für Höhere Studien**, Vienna, v. 1, p. 69-89, 1977.

CASSEL, G. Abnormal deviations in international exchanges. **The Economic Journal**, London, v. 28, n. 112, p. 413-415, 1918.

CASSEL, G. **Money and foreign exchange after 1914**. New York: Macmillan, 1922.

CHEUNG, Y.-W.; LAI, K. S. Long-run purchasing power parity during the recent float. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 34, n. 1-2, p. 181-192, 1993.

COLEMAN, A. M. G. **Arbitrage, storage and the law of one price**: new theory for the time series analysis of an old problem. Princeton: Department of Economics, Princeton University, 1995. (Discussion Paper).

CORBAE, D.; OULIARIS, S. Cointegration and tests of purchasing power parity. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70, n. 3, p. 508-511, 1988.

CUMBY, R. Forecasting exchange rates on the Hamburger Standard: what you see is what you get with McParity, Cambridge, National Bureau of Economic Research, 1996. (Working Paper, n. 5675).

DAVUTYAN, N.; PIPPENGER, J. Testing purchasing power parity: some evidence of the effects of transactions costs. **Econometric Reviews**, New York, v. 9, n. 2, p. 211-240, 1990.

DE GREGORIO, J.; GIOVANNINI, A.; WOLF, H. International Evidence on tradables and nontradables inflation. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 38, n. 6, p. 1225-1244, 1994.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, New York, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive process. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.

DIEBOLD, F. X.; HUSTED, S; RUSH, M. Real exchange rates under the Gold Standard. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 99, n. 6, p. 1252-1271, 1991.

DIXIT, A. K. Hysteresis, import penetration and exchange rate pass-through. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 104, n. 2, p. 205-228, 1989.

DORNBUSCH, R. **Purchasing power parity**, Cambridge, National Bureau of Economic Research, 1985. (Working Paper, n. 1591).

DORNBUSCH, R. The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy. **Scandinavian Journal of Economics**, Oxford, v. 78, n. 2, p. 255-275, 1976.

DUMAS, B. Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 5, n. 2, p. 153-180, 1992.

DUMAS, B. Partial equilibrium versus general equilibrium models of the international capital market. In: VAN DER PLOEG, F. (Ed.). **The Handbook of International Macroeconomics**. Cambridge: Basil Blackwell Publishers, 1994. p. 506-534.

EDISON, H. J. Purchasing power parity in the long run: a test of the Dollar/Pound exchange rate, 1890-1978. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 19, n. 3, p. 376-387, 1987.

EDISON, H. J.; GAGNON, J. E.; MELICK, W. R. Understanding the empirical literature on purchasing power parity in the long run: the post-Bretton Woods era. **Journal of International Money and Finance**, Amsterdam, v. 16, n. 1, p. 1-17, 1997.

EDISON, H. J.; KLOVLAND, J. T. A quantitative reassessment of the purchasing power parity hypothesis: evidence from Norway and the United Kingdom. **Journal of Applied Econometrics**, Hoboken, v. 2, n. 4, p. 309-333, 1987.

ELLIOTT, G.; ROTHEMBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, New York, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2ed., New York: IE-Wiley, 2003.

ENDERS, W. Arima and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.70, n. 3, p. 504-508, 1988.

ENDERS, W.; HURN, S. Common trends and Generalized Purchasing Power Parity. **Mathematics and Computers in Simulation**, Amsterdam, v. 43, n. 3, p. 437-443, 1997.

ENDERS, W.; HURN, S. Theory and tests of Generalized Purchasing Power Parity: common trends and real exchange rates in the Pacific Rim. **Review of International Economics**, London, v. 2, n. 2, p. 179-190, 1994.

ENGEL, C. Real exchange rates and relative prices: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 32, n. 1, p. 35-50, 1993.

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. **Deviations from the law of one price: sources and welfare costs.** Seattle: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2000. (International Finance Discussion Papers, n. 666).

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. How wide is the border? **The American Economic Review**, Nashville, v. 86, n. 5, p. 1112-1125, 1996.

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. Regional patterns in the law of one price: the roles of geography vs. currencies. In: FRANKEL, J. A. (Ed.). **The Regionalization of the World Economy.** Chicago: University of Chicago Press, 1998. p. 153-183.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

ESTIMA. **RATS 6.0.** Evanston (IL): 2004.

FISHER, E.; PARK, J. Testing purchasing power parity under the null hypothesis of cointegration. **The Economic Journal**, Oxford, v. 101, n. 409, p. 1476-1484, 1991.

FLEMING, J. M. **Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates.** Washington: International Monetary Fund, 1962. p. 369-379. (Staff Papers, n. 9).

FLOOD, R. A.; ROSE, A. K. **Fixing exchange rates: a virtual quest for fundamentals.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1993. (Working Paper, n. 4503).

FRANKEL, J. A. International capital mobility and crowding out in the U. S. economy: imperfect integration of financial markets or goods markets? In: HAFER, R. W. (Ed.). **How open is the U.S. economy?** Lexington: Lexington Books, 1986. p. 33-67.

FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. Empirical research on nominal exchange rates. In: GROSSMAN, G.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: North-Holland, 1995. v. 3, p. 1689-1729.

FREIXO, C. S.; BARBOSA, F. H. Paridade do poder de compra: o modelo de reversão não linear para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, João Pessoa, 2004. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004.

FRENKEL, J. A. Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 8, n. 2, p. 169-191, 1978.

FRENKEL, J. A. The collapse of purchasing power parity during the 1970's. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 16, n. 1, p. 145-165, 1981.

FROOT, K. A.; KIM, M.; ROGOFF, K. **The law of one price over 700 years**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1995. (Working Paper, n. 5132).

FROOT, K.; KLEMPERER, P. Exchange-rate pass-through when market share matters. **The American Economic Review**, Nashville, v. 79, n. 4, p. 637-654, 1989.

FROOT, K.; ROGOFF, K. **Government consumption and the real exchange rate: the empirical evidence**. Cambridge: Harvard Business School, 1991.

FROOT, K.; ROGOFF, K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In: GROSSMAN, G.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: North-Holland, 1995. v. 3, p. 1647-1688.

FROOT, K. A.; ROGOFF, K. The EMS, the EMU, and the transition to a common currency. In: FISCHER, S.; BLANCHARD, O. (Ed.). **Macroeconomics Annual**. Cambridge: MIT Press, 1992. p. 269-327.

GIOVANNINI, A. Exchange rates and traded goods prices. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 1-2, p. 45-68, 1988.

GIRTON, L.; HENDERSON, D. Central bank operations in foreign and domestic assets under fixed and flexible exchange rates. In: CLARK, P.; LOGUE, D.; SWEENEY, R. (Ed.). **The effects of exchange rate adjustment**. Washington: Department of the Treasury, 1977. p. 151-179.

GLEN, J. Real exchange rates in the short, medium, and long run. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 33, n. 1-2, p. 147-166, 1992.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.

GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. **Modeling nonlinear economic relationships**. Oxford: Oxford University Press, 1993.

HAKKIO, C. A reexamination of purchasing power parity. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 17, n. 3, p. 265-277, 1984.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton (NJ): Princeton University Press, 1994.

HARROD, R. **International Economics**. London: Cambridge University Press, 1933.

HECKSCHER, E. F. Vaxelkursens Grundval vid pappersmyntfot. **Ekonomisk Tidskrift**, Oxford, v. 18, n. 5, p. 309-312, 1916.

HEGWOOD, N. D.; PAPELL, D. H. Quasi purchasing power parity. **International Journal of Finance and Economics**, Hoboken, v. 3, n. 4, p. 279-289, 1998.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Direction of Trade Statistics Yearbook**. Washington, 1994.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **International Financial Statistics**. 2005. Disponível em: <<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>> Vários acessos em: 2005/2006.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Base de dados**

IPEADATA. 2005. Disponível em:

<<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?82989609>> Vários acessos em: 2005/2006.

ISARD, P. How far can we push the law of one price? **The American Economic Review**, Nashville, v. 67, n. 5, p. 942-948, 1977.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, New York, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n.2, p. 169-210, 1990.

JOHNSON, D. R. Co-integration, error and purchasing power parity between Canada and the United States. **The Canadian Journal of Economics**, Oxford, v. 23, n. 4, p. 839-855, 1990.

KASA, K. Adjustment costs and pricing to market: theory and evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 32, n. 1-2, p. 1-30, 1992.

KIM, H. Purchasing power parity in the long run: a cointegration approach. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 22, n. 4, 491-503, 1990.

KOURI, P. J. K. The exchange rate and the balance of payments in the short run and in the long run: a monetary approach. **Scandinavian Journal of Economics**, Oxford, v. 78, n. 2, p. 280-304, 1976.

KRAVIS, I. B.; LIPSEY, R. E. **Toward an explanation of national price levels.**

Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1982. (Working Paper, n. 1034).

KRUGMAN, P. R. **Exchange rate instability.** Cambridge: MIT Press, 1989.

KRUGMAN, P. R. Pricing to market when the exchange rate changes. In: ARNDT, S. W.; RICHARDSON, J. D. (Ed.). **Real-financial linkages among open economies.**

Cambridge: MIT Press, 1987. p. 49-70.

KRUGMAN, P. Purchasing power parity and exchange rates: another look at the evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 8, n. 3, p. 397-407, 1978.

KUGLER, P.; LENZ, C. Multivariate cointegration analysis and the long run validity of PPP. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 75, n. 1, p. 180-184, 1993.

LEE, M. Common trend and common currency: Australia and New Zealand.

International Journal of Business and Economics, Abingdon, v. 2, n. 2, p. 155-165, 2003.

LIANG, H. **Do Hong Kong SAR and China constitute an optimal currency area?**

An empirical test of the Generalized Purchasing Power Parity hypothesis. Washington: International Monetary Fund, 1999. (Working Paper, n. 99/79).

LOTHIAN, J. R.; TAYLOR, M. P. Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 104, n. 3, p. 488-510, 1996.

MARK, N. Real and nominal exchange rates in the long run: an empirical

investigation. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 28, n. 1-2, p. 115-136, 1990.

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 14, n. 1-2, p. 3-24, 1983a.

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification. In: FRENKEL, J. (Ed.). **Exchange rates and international macroeconomics**. Chicago: University of Chicago Press, 1983b. p. 67-105.

MICHAEL, P.; NOBAY, A. R.; PELL, D. A. Transactions cost and nonlinear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 105, n. 4, p. 862-879, 1997.

MUNDELL, R. A. A Theory of Optimum Currency Areas. **The American Economic Review**, Nashville, v. 51, n.4, p. 657-665, 1961.

MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. **The Canadian Journal of Economics and Political Science**, Oxford, v. 29, n. 4, p. 475-485, 1963.

MUSSA, M. **Exchange rates in theory and in reality**. Princeton: Princeton University, 1990 (Essays in International Finance, n. 179).

MUSSA, M. Nominal exchange rate regimes and the behavior of the real exchange rate. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (Ed.). **Real business cycles, real exchange rates and actual policies**. New York: North-Holland, 1986. p. 117-213.

MUSSA, M. The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. **Scandinavian Journal of Economics**, Oxford, v. 78, n. 2, p. 229-248, 1976.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 10, n. 1, p. 139-162, 1982.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge: MIT Press, 1996.

OBSTFELD, M.; TAYLOR, A. M. Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited. **Journal of the Japanese and International Economies**, Amsterdam, v. 11, n. 4, p. 441-479, 1997.

O'CONNELL, P. G. J. The overvaluation of purchasing power parity. **Journal of International Economies**, Amsterdam, v. 44, n. 1, p. 1-19, 1998.

O'CONNELL, P. G. J.; WEI, S.-J. The big they are, the harder they fall: how price differences between U.S. cities are arbitrated. **Journal of International Economies**, Amsterdam, v. 56, n. 1, p. 21-53, 2002.

OGAWA, E.; KAWASAKI, K. **What should be weights on the three major currencies for a common currency basket in East Asia?** Kunitach: Institute of Economic, 2003. (Hitotsubashi University Research Unit for Statistical Analysis in Social Sciences, n .6).

OFFICER, L. H. **Purchasing power parity and exchange rates: theory, evidence and relevance**. Greenwich: JAI Press, 1982.

OFFICER, L. **The purchasing power parity theory of exchange rates: a review article**. International Monetary Fund, 1976. p. 1-60. (Staff Papers, n. 23).

PAPELL, D. H. Searching for stationarity: purchasing power parity under the current float. **Journal of International Economies**, Amsterdam, v. 43, n. 3-4, p. 313-332, 1997.

PARSLEY, D. C.; POPPER, H. A. Official exchange rate arrangements and real exchange rate behavior. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 33, n. 4, p. 976-993, 2001.

PATTERSON, K. D. **An Introduction to Applied Econometrics**: a time series approach. New York: Palgrave MacMillan, 2000.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PERRON, P. The Great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 10, n. 3, p. 301-320, 1992.

PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with a unit root. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 277-301, 1987.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, London, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE, LCC. **Eviews 4.0**. Irvine (CA), 2002.

ROGERS, J. H. **Real shocks and real exchanges in really long-term data**. Seattle: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1995. (International Finance Discussion Papers, n. 493).

ROGERS, J. H.; JENKINS, M. A. Haircuts or hysteresis? **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 38, n. 3-4, p. 339-360, 1995.

ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 34, n. 2, p. 647-668, 1996.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive: moving average models of unknown order. **Biometrika**, London, v. 71, n. 3, p. 599-608, 1984.

SALTER, W. E. Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. **The Economic Record**, London, v. 35, n. 71, p. 226-238, 1959.

SAMUELSON, P. A. Theoretical notes on trade problems. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 46, n. 2, p. 145-164, 1964.

SARNO, L.; CHOWDHURY, I. Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 23, n. 1, p. 1-25, 2004.

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. **Purchasing power parity and the real exchange rate**. Washington: International Monetary Fund, 2002. p. 65-105. (Staff Papers, v. 49, n. 1).

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. Real exchange rates under the recent floats: unequivocal evidence of mean reversion. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 60, n. 2, p. 131-137, 1998.

SERCU, P.; UPPAL, R.; VAN HULLE, C. The exchange rate in the presence of transactions costs: implications for tests of purchasing power parity. **Journal of Finance**, Oxford, v. 50, n. 4, p. 1309-1319, 1995.

SHILLER, R. J.; PERRON, P. Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 18, n. 4, p. 381-386, 1985.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

STOCKMAN, A. **Real exchange-rate variability under pegged and floating nominal exchange rate systems: an equilibrium theory**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1990. (Working Paper, n. 2565).

STOCKMAN, A. The equilibrium approach to exchange rates. **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review**, Richmond, v. 73, p. 12-30, 1987.

SWAN, T. W. Economic Control in a Dependent Economy. **The Economic Record**, London, v. 36, n. 73, p. 51-66, 1960.

TAYLOR, A. M. **A century of purchasing-power parity**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2000. (Working Paper, n. 8012).

TAYLOR, A. M. Potential pitfalls for the purchasing power parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. **Econometrica**, New York, v. 69, n. 2, p. 473-498, 2001.

TAYLOR, A. M.; TAYLOR, M. P. The purchasing power parity debate. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, v. 18, n. 4, p. 135-158, 2004.

TAYLOR, M. P.; SARNO, L. The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 46, n. 2, p. 281-312, 1998.

TAYLOR, M. P.; PEEL, D. A.; SARNO, L. Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles. **International Economic Review**, Oxford, v. 42, n. 4, p. 1015-1042, 2001.

TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 89, n. 425, p. 208-218, 1994.

TERRA, M. C.; ABREU, A. L. V. **Purchasing power parity: the choice of price index**. Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, 2005. (Ensaio Econômico).

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

TONG, H. **Nonlinear Time Series: a dynamical system approach**. Oxford: Oxford University Press, 1990.

WEI, S. J.; PARSLEY, D. C. **Purchasing power dis-parity during the floating rate period: exchange rate volatility, trade barriers, and other culprits**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1995. (Working Paper, n. 5032).

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

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.