

# UNIVERSIDADE DE CAMPINAS

IE - INSTITUTO DE ECONOMIA

Dissertação de mestrado:

"Paridade do Poder de Compra: A evidência empírica brasileira."

Autor: Êmerson Fernandes Marçal

Orientador: Prof. Dr. Otaviano Canuto dos Santos Filho

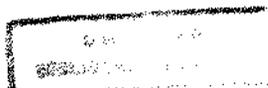
Co-orientador: Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira

Agosto de 1998

Este exemplar corresponde ao original da  
tese defendida por Êmerson Fernandes Marçal  
em 07/08/98 e orientada pelo Prof. Dr. Otaviano  
Canuto dos Santos Filho.

CPG/IE, 07/08/98

*O. S. Filho*



022 21537

UNIDADE	BC
N.º CHAMADA:	
V.	EX.
TELEFONO	BC/ 35420
PNDC.	395/98
C	<input type="checkbox"/>
D	<input checked="" type="checkbox"/>
PREÇO	R\$ 11,00
DATA	09/20/98
N.º CPD	

CM-00117189-3

**FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELO  
CENTRO DE DOCUMENTAÇÃO DO INSTITUTO DE ECONOMIA**

M33p Marçal, Êmerson Fernandes  
Paridade do poder de compra: a evidencia empírica brasileira/  
Êmerson Fernandes Marçal. -- Campinas, SP : [s.n.], 1998.

Orientadores : Otaviano Canuto dos Santos, Pedro Luiz Valls  
Pereira.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Campinas.  
Instituto de Economia.

1. \*Paridade do poder de compra. 2. Economia internacional.  
2. Economia brasileira. 4. Câmbio. I. Santos, Otaviano Canuto  
dos. II. Pereira, Pedro Luiz Vallz. III. Universidade Estadual de  
Campinas. Instituto de Economia. IV. Título.

À

Lorena e a minha família

*"A diferença do economista para todos os outros mortais  
é que ele fala de algo que ninguém entende"*

Nelson Rodrigues

## Agradecimentos

A elaboração de uma dissertação de mestrado exige um envolvimento direto e indireto de uma série de pessoas e Instituições. Compor uma lista de agradecimentos não é tarefa fácil sempre sujeita a omissões. Tendo isto em mente tento construí-la abaixo.

Em primeiro lugar gostaria de agradecer o apoio incondicional dado pelos meus familiares às decisões importantes e cruciais que tomei ao longo de minha vida. À minha mãe e meu pai, já falecido, pelo carinho e apoio contínuo à trajetória de vida escolhida pelo seu filho. À minha avó materna, pelo carinho dispensado ao seu "segundo filho". Ao meu irmão, por estar quase sempre aberto a ouvir meus monólogos. Afinal, já dizia Nelson Rodrigues: "O brasileiro é aberto ao monólogo". A Lorena Hakak, pelo carinho, convívio e atenção.

Gostaria também de agradecer o apoio incondicional e o estímulo dado ao projeto de dissertação dado pelo Prof. Otaviano Canuto, a quem aprendi admirar e respeitar ao longo da convivência que tivemos no Instituto de Economia da UNICAMP e, ao Prof. Pedro Valls, um dos responsáveis direto pelo meu interesse em Econometria a quem também aprendi admirar e respeitar ao longo da convivência que tivemos no IE/UNICAMP, pelo auxílio inconsumensurável com a "parte" econométrica deste trabalho.

Agradeço a Professora Angela Antonia Kageyama pelos comentários realizados na qualificação do projeto de dissertação; ao Prof Edgar Antônio Pereira pelos comentários realizados na qualificação do projeto e por ter aceito gentilmente participar da Banca desta dissertação e; ao Prof. Afonso Celso Pastore, por se dispor a compor a Banca e avaliar esta dissertação de mestrado.

Gostaria também de lembrar dos amigos com os quais convivi mais diretamente no período: A Marislei Nishijima - amiga e companheira - José Maria, Márcio Holland, Clésio, Simone Vilela e a Ana Elizabeth, Andrey, Chico. Ao Márcio agradeço também a leitura atenta de uma das primeiras versões deste texto.

Ao Alberto, Cida e Laís, pelo tratamento sempre cordial e auxílio com os procedimentos burocráticos. Ao Daniel e a Conceição, pela simpatia e eficiência do serviço de Xerox. Ao Ademir, por ter conseguido cópias de referências bibliográficas importantes.

Ao CNPQ pela bolsa concedida. Ao Instituto de Economia na figura do Prof. Mariano Laplane, pelo apoio concedido ao projeto.

# ÍNDICE GERAL

## AGRADECIMENTOS

....4

ÍNDICE DE TABELAS:.....6

ÍNDICE DE FIGURAS: .....7

## INTRODUÇÃO

CAPÍTULO I: A TEORIA DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA.....10

1. LEI DO PREÇO ÚNICO: .....10

1. 1. VERSÃO ABSOLUTA DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA .....11

.12

....13

1.2. PPC E BENS DOMÉSTICOS: .....15

1. 3. A hipótese Balassa - Samuelson.....15

1. 3. a. Ballasa - Samuelson revisitado:.....17

1. 3. b. *Argumento da dotação de recursos: A Hipótese Kravis, Heston & Summers*.....18

1. 3. c. *Fatores ligados a demanda*.....19

1.4. Bens doméstico, índices de preços e a PPC:.....22

1. 5. PPC RELATIVA.....23

1. 6. PARIDADE DA TAXA DE JUROS: .....25

Paridade da Taxa de Juros Descoberta: .....25

Paridade da Taxa de Juros Coberta: .....26

Paridade da Taxa de Juros Real: .....27

PPP relativa *ex-ante*:.....27

CAP. 2: PARIDADE DO PODER DE COMPRA E DA TAXA DE JUROS EM MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO. ....28

2. 1. A ABORDAGEM MONETÁRIA DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: .....28

2. 1.1. Modelos com preços flexíveis.....28

2. 1. 2. *Introduzindo expectativas*:.....30

2. 2. MODELOS COM PREÇOS RÍGIDOS .....31

2. 2.1. Modelo de Ultrapassagem.....31

2. 2. 1. a. *Caso com Preços Rígidos e Renda Fixa (Pleno Emprego)*.....32

2. 2.1.b. *Caso com preços rígidos e flutuação na renda real*.....38

2. 3. UMA SÍNTESE: MODELO DE FRANKEL .....38

Frenkel e a Abordagem Monetária.....39

Frankel e Dornbusch: Dinâmica.....40

2. 4. CONTA CORRENTE E TAXA DE CÂMBIO .....42

2. 5. MODELOS DE CÂMBIO DUAL E A COTAÇÃO DO DÓLAR NO MERCADO PARALELO.....43

2. 5.1.a. *Política monetária apertada*.....46

2. 5. 2. b. *Alterações na taxa de câmbio real e/ou na política comercial*.....46

2. 5. 2. c. *Antecipação de uma maxidesvalorização* .....47

APÊNDICE	9
APÊNDICE	0
APÊNDICE	0
<b>CAPÍTULO 3: DEFINIÇÕES, CONCEITOS E DESCRIÇÃO DOS TESTES UTILIZADOS.....</b>	<b>51</b>
<b>3.1. FATOS ESTILIZADOS: .....</b>	<b>51</b>
<b>3.2. DEFINIÇÕES E CONCEITOS: .....</b>	<b>52</b>
3.2. PPC, variáveis I(2) e co-integração: .....	59
3.3. Conceitos de Exogeneidade fraca e super-exogeneidade: .....	59
<b>3.4. DESCRIÇÃO DO INSTRUMENTAL ECONOMÉTRICO UTILIZADO .....</b>	<b>62</b>
	.62
	.62
3. 3. 1. b. Testes para detectar quebra de médias nas séries: .....	63
3. 4 . 2. Análise Multivariada de co-integração proposta por Johansen .....	65
3. 4. 2 . a. O modelo com variáveis I(1):.....	65
3. 4. 2. b. O Modelo com variáveis I(2), e a PPC <sub>absoluta</sub> :.....	70
<b>CAPÍTULO 4: APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS DOS TESTES ECONOMÉTRICOS REALIZADOS PARA AVALIAR A VALIDADE DA PPC NA SUA FORMA ABSOLUTA E RELATIVA .....</b>	<b>75</b>
<b>4. 1. DESCRIÇÃO DOS DADOS UTILIZADOS: .....</b>	<b>75</b>
<b>4.2. ANÁLISE UNIVARIADA DOS DADOS: .....</b>	<b>79</b>
4.2.1. Teste de Raiz Unitária para as séries utilizadas no trabalho: .....	84
4.2.3. Aplicação da metodologia da Perron para detectar quebra de média: .....	88
<b>4. 3.. ANÁLISE MULTIVARIADA .....</b>	<b>90</b>
	....90
<i>Modelo I: Teste da PPC absoluta e PTJD utilizando IPA:.....</i>	90
<i>Modelo II: PPC absoluta utilizando IPC.....</i>	100
	.... 108
<i>Modelo III: PPC relativa utilizando IPC.....</i>	108
<i>Modelo IV: PPC relativa utilizando IPA. ....</i>	112
<b>4.4. BALANÇO DOS RESULTADOS OBTIDOS: .....</b>	<b>117</b>
Ordem de integração da séries (1980:1 a 1994:2):.....	117
	....117
	..... 118
	.... 118
<b>4.5. COMPARAÇÃO COM OUTROS TRABALHOS SOBRE O TEMA REALIZADOS: .....</b>	<b>120</b>
<b>CONCLUSÃO</b>	
<b>ÍNDICE REMISSIVO: .....</b>	<b>125</b>
<b>REFERÊNCIAS : .....</b>	<b>126</b>

## Índice de Tabelas:

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária o nível e a primeira diferença das séries.	85
Tabela 2: Teste de Raiz Unitária o nível e a primeira diferença das séries	85
Tabela 3: Testes de raiz unitária para as séries da $PPC_{absoluta}$ e $PPC_{relativa}$ .	87
Tabela 4: Valores Críticos para escolha do momento de quebra	89
Tabela 5: Testes de Normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos das equações dos sistema I a VI	92
Tabela 6: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas I a VI	93
Tabela 7: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas I a VI	93
Tabela 8 : Testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz $\beta'$ do Sistema I	96
Tabela 9: Resultados de co-integração para o sistema VI	97
Tabela 10: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema VI	98
Tabela 11: Testes de exogeneidade fraca das variáveis para os parâmetros de interesse ( $\alpha$ e $\beta$ ).	98
Tabela 12: Testes de estacionaridade para as variáveis $\Delta e$ , $\Delta p^*_{ipa}$ , black.	99
Tabela 13: Testes de restrições lineares sobre os coeficientes dos vetores de co-integração	100
Tabela 14: Testes de Normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos das equações dos sistema VII a X.	102
Tabela 15: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas VII a X.	104
Tabela 16: Estatística do traço e do máximo autovalor corrigidas para os sistemas VII a X	104
Tabela 17: Testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz $\beta'$ do Sistema VII.	105
Tabela 18: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema VIII	106
Tabela 19: Testes de exogeneidade fraca das variáveis para os parâmetros de interesse ( $\alpha$ e $\beta$ ) no sistema VIII	106
Tabela 20: Testes de estacionaridade para a câmbio nominal e inflação brasileira, e inflação americana para o sistema VIII	106
Tabela 21: Testes de restrição lineares sobre os vetores de co-integração do sistema VIII	107
Tabela 22: Testes de restrição lineares sobre os vetores de co-integração do sistema VIII	107
Tabela 23: Resultados dos testes de Normalidade e autocorrelação dos resíduos para o Sistema XI	108
Tabela 24: Estatística do traço e do autovalor para o sistema XI	108
Tabela 25: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema XI	109
Tabela 26: Testes de exogeneidade fraca das variáveis com relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$ e $\beta$ ) para o sistema XI.	109
Tabela 27: Testes de estacionaridade para a inflação americana e brasileira para o sistema XI	110
Tabela 28: Alguns dos vetores dados como conhecidos.	111
Tabela 29: Teste de restrições sobre os coeficientes dos vetores de co-integração do Sistema XI	112
Tabela 30: Teste de Normalidade e presença de autocorrelação nos resíduos das equações dos Sistema XII	112
Tabela 31: Estatística do traço e do autovalor para o sistema XII	113
Tabela 32: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema XII	113
Tabela 33: Testes de exogeneidade fraca das variáveis para os parâmetros de interesse ( $\alpha$ e $\beta$ ) para o sistema XII.	114
Tabela 34: Testes de estacionaridade para algumas das variáveis do sistema XII.	114

Tabela 35: Testes de restrições sobre os coeficientes dos vetores de co-integração do sistema XII (vetores dados como conhecidos).	115
Tabela 36: Testes sobre os coeficientes dos vetores de co-integração do sistema XII.	116

### Índice de Figuras:

Figura 1: Efeitos da aplicação de uma tarifa em concorrência perfeita	14
Figura 2: Ballassa-Samuelson num arcabouço de Equilíbrio Geral	18
Figura 3: A hipótese Kravis-Heston-Summers.	19
Figura 4: Ajustamento do mercado de bens e monetário	35
Figura 5: Ajustamento da taxa de câmbio e preços a um choque monetário	37
Figura 6: Evolução da variável câmbio real	38
Figura 7: Diagrama de Fase.	45
Figura 8: Ajustamento do mercado paralelo de dólares a um choque monetário.	46
Figura 9: Ajustamento do mercado paralelo de dólares a alteração na política comercial.	47
Figura 10: Diagrama ilustrando o caso de antecipação de uma maxidesvalorização.	48
Figura 11: Taxa de câmbio nominal, nível de preços brasileiro, e as respectivas primeira e segunda diferença	81
Figura 12: Nível de preços americano e sua primeira diferença	82
Figura 13: Nível de preços ao consumidor brasileiro e americano e, as respectivas primeira e segunda diferenças	82
Figura 14: Taxa de juros brasileira e americana e as respectivas primeiras diferenças	83
Figura 15 Prêmio do dólar paralelo, câmbio deflacionado ( $e/p_{ipa}$ ), PPC, e as respectivas primeira diferença	83
Figura 16: $PPC_{ipc}$ , Petro e, as respectivas primeiras diferenças	84
Figura 17: Gráfico da $PPC_{ipc}$ e sua primeira diferença: 1964:1 a 1996:4	87
Figura 18: Séria da $PPC_{ipa}$ e sua primeira diferença 1969:1 a 1997:1	88
Figura 19: Evolução das estatísticas $t_{\alpha}$ e $t_{\theta}$	90
Figura 20: Vetores de co-integração estimados, e corrigidos.	95
Figura 21: Gráfico dos vetores de co-integração do sistema VII:	103
Figura 22: Gráfico dos vetores corrigidos do sistema VII:	103

## Introdução

O objetivo principal desta dissertação consiste em realizar um teste empírico da condição da Paridade do Poder de Compra (PPC) e, em segundo plano, da Paridade da Taxa de Juros (PTJ) a dados brasileiros utilizando a análise de co-integração desenvolvida por Johansen.

Uma série de testes econométricos foram realizados na década de oitenta com intuito de averiguar a validade empírica de ambas as condições. O resultado desta primeira etapa de testes não foi favorável a hipótese da PPC ou da PTJ<sup>1</sup>. No final da década de oitenta, com base principalmente nos trabalhos de Johansen e Juselius, foi desenvolvido um instrumental econométrico mais sofisticado e abriu-se espaço para a realização de novos testes da PPC e da PTJ. A evidência com base nos novos testes aponta a insuficiência da PPC tomada isoladamente. Contudo, consolidou-se a evidência que os desvios da PPC estão ligados ao diferencial de juros.

O presente trabalho divide-se em quatro capítulos. No primeiro apresenta-se as teorias da PPC e PTJ. Ambas baseiam-se no princípio da arbitragem internacional pelo qual não deve existir oportunidades sistemáticas de lucro com a realização de compra e venda de determinado ativo ou bem. No caso da PPC, apresenta-se as condições em que é possível transpor a regra de arbitragem de mercadorias para comparação de índices de preços dos diversos países. Na arbitragem com títulos financeiros, apresenta-se algumas condições de equilíbrio para que não haja espaço para arbitragem: a) Paridade da taxa de Juros descoberta (PTJD); b) Paridade da Taxa de Juros Coberta (PTJC) e; c) paridade da Taxa de Juros Real (PTJR) ou equação de Fisher. Todas representam condição de equilíbrio *ex-ante*, e a rigor, não podem ser testadas diretamente. No caso da PTJC, mostra-se em que condições pode-se chegar a uma hipótese testável.

No segundo capítulo discute-se alguns modelos de determinação da taxa de câmbio nominal desenvolvidos na literatura, dando atenção especial a denominada abordagem monetária. Apresenta-se os modelos de determinação da taxa de câmbio desenvolvidos para o caso de preços rígidos e flexíveis. Um segundo conjunto de modelos de determinação da

---

<sup>1</sup> Ver por exemplo: Corbae & Oulieres (1988, 1990), Krugman (1978), Enders (1988), Frenkel (1978 e 1981) e; Baillie & MacMamhon (1989).

taxa de câmbio são os de câmbio dual. A opção pela apresentação destes modelos deve-se ao fato que no período amostral considerado neste trabalho (1980 a 1994) havia alta instabilidade macroeconômica, e de fato, dois mercados de câmbio (oficial e paralelo). O diferencial entre as taxas, no período respondia entre outros fatores à alterações na política econômica. A evolução da taxa de câmbio do mercado paralelo contribui com informação relevante nos modelos estimados neste trabalho. A apresentação de modelos de câmbio dual visa explorar de uma maneira mais formal a relação existente entre o diferencial da taxa de câmbio do oficial e paralelo e a evolução da política econômica. O modelo apresentado é de equilíbrio parcial, e baseia-se em Dornbusch *et alii* (1983).

No capítulo 3 descreve-se em detalhes a base de dados e as técnicas econométricas utilizadas neste trabalho. Discute-se os principais problemas existentes para testar a PPC e PTJ. As técnicas utilizadas são a análise de co-integração desenvolvida por Johansen, os testes de raiz unitária desenvolvidos por Dickey e Fuller e, a metodologia de Perron para detectar alterações nos componentes determinísticos que compõem as séries. O principal problema enfrentado na análise de co-integração é que algumas das séries utilizadas possuem ordem dois de integração, tornando-se a análise mais complexa.

No capítulo 4 apresenta-se os principais resultados dos testes realizados neste trabalho para a PPC e a PTJ, e um balanço dos resultados obtidos. Compara-se os resultados com os encontrados em outros estudos para o Brasil e para outros países. Realizou-se testes para a PPC na versão relativa e absoluta utilizando índices de preços no atacado, com predominância de bens transacionáveis, e índices de preços ao consumidor, com predominância de bens domésticos. Em alguns dos modelos estimados testou-se, como subproduto, a aderência empírica da PTJC e PTJR.

## Capítulo 1: A teoria da Paridade do Poder de Compra

O objetivo deste capítulo consiste, em primeiro lugar, apresentar a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC). O texto procura salientar a insuficiência do princípio da arbitragem de mercadorias para sustentar a PPC vista da ótica de equalização entre os níveis de preços entre os diversos países, mesmo no caso em que estes sejam compostos de bens essencialmente transacionáveis.

Na segunda parte deste capítulo, apresenta-se as condições da Paridade da Taxa de Juros Coberta e Descoberta, a Paridade das Taxas de Juros Reais. Todas estas relações baseiam-se no princípio da arbitragem com a compra e venda de títulos. Ao final do capítulo discute-se uma regra de formação de expectativas para a desvalorização da taxa de câmbio nominal obtida a partir dos princípios de arbitragem listados. O texto mostra como pode-se relacionar a expectativa de desvalorização ao diferencial da inflação esperada.

### 1. Lei do Preço Único:

A PPC baseia-se no princípio da arbitragem de mercadorias. Sob a hipótese de ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias e, informação perfeita, o preço de um bem em determinada moeda não pode diferir entre os diversos países. Caso o preço em dólar de um certo produto em determinado país exceda o preço em dólar em algum outro país, haverá uma oportunidade de ganho para os agentes econômicos através da compra do bem no primeiro país para revenda no segundo país.

Sejam  $P_t^i$  e  $P_t^{i*}$  os preços do  $i$ -ésimo bem no país e no exterior cotados nas respectivas moedas, e  $E_t^i$ , a taxa de câmbio nominal definida como sendo a quantidade de moeda local necessária para a compra de uma unidade da moeda estrangeira. Obedecidas as hipóteses do parágrafo anterior, a seguinte condição deve ser respeitada para que não existam oportunidades de ganhos com a arbitragem de mercadorias entre os países:

$$P_t^i = E_t^i P_t^{i*} \quad (1.1)$$

A equação (1.1) representa uma condição de equilíbrio. É necessário responder como se dá o ajustamento para o equilíbrio. Sob a hipótese que os fluxos comerciais de mercadorias sejam responsáveis por grande parte das operações realizadas no mercado

cambial, a arbitragem internacional terá fortes efeitos na determinação da taxa de câmbio nominal num regime de taxa de câmbio flexível e, no nível de reservas, num regime de taxa de câmbio fixa.

### 1. 1. Versão Absoluta da Paridade do Poder de Compra

Considere um índice de preços interno  $P_t = f(P_t^1, \dots, P_t^i, \dots, P_t^n)$  e um índice de preços externos  $P_t^* = f(P_t^{*1}, \dots, P_t^{*i}, \dots, P_t^{*n})$  compostos pela mesma cesta de bens e com pesos iguais para cada um dos bens, se a lei do preço único valer em todos os instantes de tempo, têm-se que:

$$E_t P_t^* = P_t \quad 1.2$$

Aplicando o logaritmo neperiano em ambos os lados de (1.2) e reordenando-se os termos, têm-se:

$$e_t - p_t + p_t^* = 0 \quad 1.3$$

na qual  $e_t$ ,  $p_t$  e  $p_t^*$  representam, respectivamente, o logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal, nível de preços interno e externo no instante  $t$ .

A PPC da forma apresentada acima representa uma condição de equilíbrio, e em princípio, não existe grandes restrições a (1.2). Problemas aparecem quando tenta-se transformar a PPC em uma proposição empírica. De fato, os preços presentes das mercadorias não deverão ser iguais em diferentes localidades no mesmo momento de tempo. A existência de custos de transporte, de transação, tarifas, cotas, pode fazer com que os preços de mercadorias perfeitamente homogêneas em mesma moeda difiram sistematicamente ao longo do tempo entre as diversas localidades.

A existência de diferenciais entre os preços em mesma moeda das mercadorias num instante de tempo não sugere a existência de falha de mercado. Por conta dos fatores citados pode ser muito custoso praticar arbitragem de forma instantânea. A não disponibilidade de informação instantânea pode retardar o ajustamento. Em ambientes inflacionários, por exemplo, a identificação da existência de oportunidades de ganhos de arbitragem com mercadorias é tarefa mais difícil. Em países com grande instabilidade macroeconômica pode ser muito arriscado buscar ganhos com arbitragem de mercadorias.

Abre-se espaço para a existência de diferenciais entre os preços das mercadorias, caso os agentes considerem que os ganhos provenientes da operação superem o risco de perda incorrido.

Em suma, a PPC proposta como regularidade empírica não deve ser verificada em cada instante de tempo. O processo de ajustamento via arbitragem deve ser muito lento. No limite, as restrições sugeridas acima podem invalidar a PPC na sua versão absoluta.

## 1. 2. PPC e índice de preços<sup>2</sup>

Na apresentação da PPC absoluta, foi feita a hipótese que os índices de preços utilizados eram calculados a partir de uma cesta de bens e pesos idênticos. Relaxando-se a hipótese de pesos iguais no cálculo dos índices de preço, têm-se que a relação (1.2) não se verificará necessariamente.

Suponha que o caso simplificado em que as economias possuam dois bens apenas (ambos comercializáveis), e que os índices de preços sejam calculados pela média geométrica dos mesmos. Denominando por  $\alpha$ , o peso do preço do bem 1 no cálculo do índice de preços externo, e por  $\beta$ , o peso do bem 2 no cálculo do índice de preço interno:

$$P_t = (P_t^1)^\beta (P_t^2)^{1-\beta} \quad 1.4$$

$$P_t^* = (P_t^{1*})^\alpha (P_t^{2*})^{1-\alpha} \quad 1.5$$

Multiplicando (1.5) por  $E_t$ , dividindo o resultado por (1.4), extraindo o logaritmo do resultado e aplicando (1.1), pode-se chegar a:

$$(e + p^* - p)_t = (\alpha - \beta)(p_1^* - p_2^*)_t = (\alpha - \beta)[(p_1 - e)_t - (p_2 - e)_t] \quad 1.6$$

Note que podemos chegar a expressão (1.3) se  $\alpha = \beta$ . Caso contrário a evolução dos preços relativos introduz um viés na PPC absoluta. A arbitragem internacional não é suficiente para garantir a validade da doutrina da PPP calculada a partir de índices de preços, mesmo no caso em que todos os bens sejam internacionais.

<sup>2</sup> Discussão semelhante à apresentada nesta seção é realizada por Patel (1991).

## Tarifas, cotas e a PPC:

A existência de tarifas e cotas alteram o quadro simplificado proposto acima na exposição da PPC. Helpman & Krugman (1989) discutem os efeitos que a aplicação de uma tarifa *ad valorem* e de cotas tem nos preços internos e nas quantidades ofertadas pelos produtores domésticos e no total importado em diferentes contextos.<sup>3</sup>

A Figura 1 ilustra o caso em que prevalece concorrência perfeita em ambos os países, e foi imposto uma tarifa de importação *ad valorem* nos bens importados. A curva D representa a relação existente entre o preço e excesso de demanda por determinada mercadoria no país. A curva S\* representa a oferta de exportação dos bem no exterior. A imposição de uma tarifa leva a um aumento do preço interno e a uma queda do montante importado. Se o país importador for pequeno, não haverá alteração no preço internacional do bem. Já se o país for grande abre-se espaço para uma queda do preço do bem no mercado internacional.

A equação (1.1) pode ser adaptada para o contexto em que vigora uma tarifa de importação e concorrência perfeita em ambos os mercados:

$$P_t^i = (1 + \tau_t^i)(E_t P_t^{i*}) \quad 1.7$$

na qual  $\tau_t^i$  representa a tarifa imposta ao bem importado.

Partindo-se novamente do caso em que os bens são transacionáveis e tomando os índices de preços dado pelas equações (1.4) em (1.5), com a hipótese que  $\alpha = \beta$ , e as manipulações algébricas de praxe, têm-se:

$$(e + p^* - p)_t = (\alpha - \beta)(p_t^{1*}) + (\beta - \alpha)(p_t^{2*}) + (\beta) \ln \left( \frac{1 + \tau_t^2}{1 + \tau_t^1} \right) - \ln(1 + \tau_t^1) \quad 1.8$$

$$(e + p^* - p)_t = \alpha \ln \left( \frac{1 + \tau_t^1}{1 + \tau_t^2} \right) - \ln(1 + \tau_t^2) \quad 1.9$$

---

<sup>3</sup> Os autores também discutem o efeito de cotas e tarifas em outros casos como concorrência perfeita no exterior e um monopolista interno; concorrência perfeita no exterior e oligopólio interno com cooperação e sem cooperação entre os participantes. A não existência de uma teoria geral para o comportamento das firmas em ambientes de oligopólio torna a análise de caso mais complexa e sem grandes proposições gerais. A análise destes casos são relevantes para a discussão de política comercial.

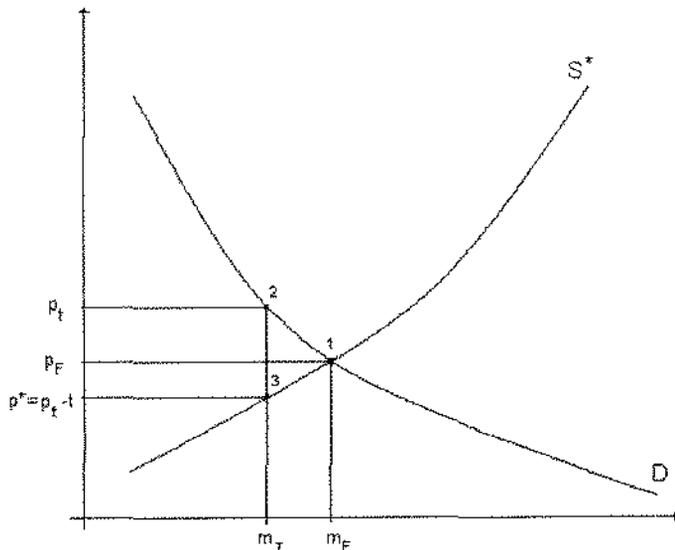
No caso em que  $\tau_1^1 = \tau_1^2 = 0$ , têm-se que  $(e + p^* - p)_1 = 0$ . No caso em que as tarifas não são nulas, pode-se obter o mesmo resultado se a seguinte relação for obedecida:

$$(1 + \tau_1^1)^\beta = (1 + \tau_1^2)^{-(1-\beta)} \quad 1.10$$

Não basta apenas postular a igualdade nos pesos das mercadorias nos índices de preços para que a PPC em sua versão absoluta se verifique. É necessário que as tarifas obedeam a relação (1.10). A existência de tarifas introduzem um componente na PPC absoluta que pode invalidar a transposição da lei do preço único para os índices de preços.

A análise acima pode ser adaptada para tratar do caso em que existe a imposição de cotas. A imposição de cota implica no estabelecimento de um determinado nível de importação máximo. Se estiver acima do nível de equilíbrio de mercado (a direita de  $m_F$  na Figura 1), a cota será inócua, e o equilíbrio de livre comércio valerá. Se estiver abaixo do nível de importações de livre comércio, a cota provocará um aumento do preço interno. O montante dependerá do nível da cota. Quanto mais restritiva for o limite imposto à importação, maior será o efeito nos preços internos. De forma semelhante ao caso de tarifas, o estabelecimento de cotas pode inviabilizar a transposição da lei do preço para índices de preços.

Figura 1: Efeitos da aplicação de uma tarifa em concorrência perfeita



## 1.2. PPC e bens domésticos:

A existência de bens cujos preços a arbitragem internacional de mercadorias não pode influenciar é mais um elemento que pode inviabilizar a doutrina da PPC. Se utilizarmos índices de preços que contenham bens transacionáveis e domésticos, por definição, a arbitragem internacional de mercadorias só promoverá a equalização dos preços do primeiro grupo de bens. A evolução do preço relativo dos bens domésticos e transacionáveis deve introduzir um viés nos cálculos da PPC.

Existe uma evidência consolidada na literatura que os bens domésticos tendem a ser mais caros em países com maior nível de renda real relativamente aos bens transacionáveis. Apresenta-se abaixo algumas explicações levantadas na literatura para explicar este fato, e as implicações para a PPC.

### 1.3. A hipótese Balassa - Samuelson

Balassa (1964) e Samuelson (1964), em dois artigos clássicos, colocam restrições a validade da PPC na versão absoluta. Os autores argumentam que o princípio da arbitragem internacional não pode ser aplicado a todos os bens. Existem bens que não podem ser transacionados entre as fronteiras dos países seja por razões técnicas ou econômicas. Exemplos do primeiro caso são serviços e, do segundo, bens com altas tarifas. Define-se bem doméstico como sendo aquele cujo preço não pode ser influenciado pela arbitragem de mercadorias, e bem internacional, aquele cujo preço é influenciado pela arbitragem de mercadorias entre países.

A delimitação da fronteira entre bens domésticos e internacionais é tênue. Existe um conjunto de bens que podem ser classificados como domésticos tais como serviços de barbeiro, restaurante, entre outros. Existem bens que são potencialmente internacionais, mas a existência de restrições ao comércio internacional, como barreiras tarifárias e não tarifárias, altos custos de transporte elimina a possibilidade de comercialização entre os países. Num artigo clássico, Dornbush, Samuelson e Fisher (1977) constroem um modelo em que a proporção de bens domésticos e internacionais - estes divididos entre exportáveis e importáveis - é determinada de forma endógena. Demonstram, no artigo, que a imposição de uma tarifa de importação aumenta a proporção de bens domésticos da economia, enquanto a redução de custos de transporte reduz a proporção de bens domésticos.

A argumentação de Balassa (1964) baseia-se nas seguintes hipóteses: a) o setor produtor de bens internacionais nos países ricos apresenta um ritmo de crescimento da produtividade maior comparativamente ao mesmo setor nos países em desenvolvimento; b) os setores produtores de bens domésticos apresentam ritmos similares de crescimento da produtividade; c) existe perfeita mobilidade de trabalho dentro dos países e; d) existe mobilidade imperfeita de trabalho entre as nações; e) a arbitragem internacional vale para o bens internacionais e; f) cesta de bens idênticas consumidas nos dois países<sup>4</sup>.

O autor demonstra que a PPC absoluta não se aplica a índices de preços a partir de uma cesta com bens internacionais e domésticos, e que comparações de níveis de renda a partir de uma mesma moeda tende a subestimar o nível de renda real dos países em desenvolvimento, devido a moeda destes países possuírem maior poder de compra.

O argumento pode ser formalizado da seguinte maneira:

No país em desenvolvimento:

$$P_I = W_I/Q_I \quad \text{e} \quad P_D = W_D/Q_D;$$

No país desenvolvido:

$$P_I^* = W_I^*/Q_I^* \quad \text{e} \quad P_D^* = W_D^*/Q_D^*;$$

nas quais  $W$  representa o salário por trabalhador no respectivo setor e país,  $Q$ , produto por trabalhador, e  $P$  o preço do bem internacional (I) ou doméstico (D).

A condição de equilíbrio, pelas hipóteses c) e d), em ambas indústrias é:

$$W_I = W_D \quad \text{e} \quad W_I^* = W_D^*;$$

Pela hipóteses a) e b), têm-se que:

$$Q_I^* > Q_I \quad \text{e} \quad Q_D^* = Q_D$$

Denomina-se por  $\pi = \frac{P_I}{P_D}$  e  $\pi^* = \frac{P_I^*}{P_D^*}$  os preços relativos dos bens domésticos e

internacionais interna e externamente. O diferencial de produtividade entre os setores implica que:

$$\pi^* < \pi \quad \text{1. 11}$$

<sup>4</sup> A rigor, não é preciso assumir que as cestas consumidas nos dois países sejam idênticas para chegar-se a conclusão que o preço relativo entre bens internacionais e domésticos será maior no país em desenvolvimento.

A PPC absoluta vale para os bens internacionais, ou seja,  $eP_I = P_I^*$ . Utilizando (1.7), têm-se que:

$$\pi^* = \frac{eP_I^*}{eP_D^*} < \pi = \frac{P_I}{P_D}$$

e logo,

$$eP_D^* > P_D \quad 1.12.$$

Os preços dos bens domésticos em dólares nos países desenvolvidos é maior que nos países em desenvolvimento. Dado a igualdade dos preços dos bens internacionais, o bem doméstico é relativamente mais caro nos países desenvolvidos.

### 1.3. a. Ballasa - Samuelson revisitado:

Na seção anterior o indicador utilizado para definir produtividade foi a razão produto por trabalhador. Bhagwati (1984) argumenta que a hipótese Balassa Samuleson colocada desta forma não é compatível com análise de equilíbrio geral. A variação da razão produto por trabalhador pode advir da alteração na alocação de recursos, na dotação de fatores, e na mudança de tecnologias adotadas nos setores dos dois países.

Bhagwati (1984) apresenta o argumento de Ballasa Samuelson dentro de um arcabouço de equilíbrio geral. O argumento desenvolvido ganha maior precisão pois separa-se as fontes do diferencial de produtividade do trabalho entre os países.

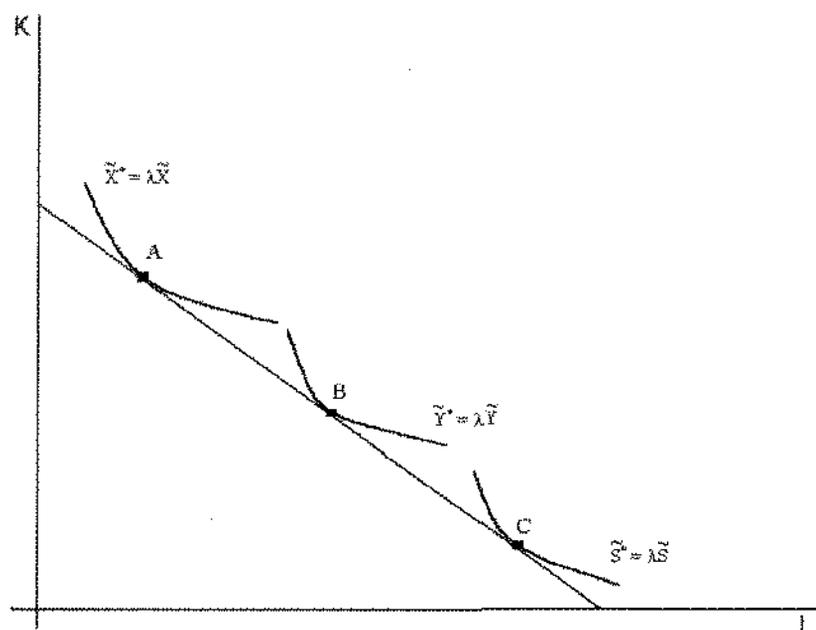
O autor analisa o caso de duas economias que produzem dois bens transacionáveis e um bem doméstico, com mesma dotação e remuneração relativa de fatores. A tecnologia utilizada nos dois países é idêntica, fato representado pela mesma função de produção. A produtividade do setor de transacionáveis é maior no país desenvolvido. A mesma combinação de capital e trabalho alocada para produzir um dos bens transacionáveis gerará um nível superior de produção no país desenvolvido. Em todos os setores existem rendimentos constantes de escala.

A análise da Figura 2 ilustra este exemplo. Apresenta-se as isoquantas para cada um dos setores nos dois países. As isoquantas no mesmo setor dos dois países apresentam inclinações idênticas, ou seja, mesma tecnologia. O diferencial de produtividade pode ser observado pelo fato que a mesma isoquanta implica um nível diferente de produção de determinado bem nos dois países. No caso em questão  $\lambda > 1$ , ou seja, o setor de

transacionáveis no país desenvolvido possui maior produtividade. Já o setor de domésticos apresenta o mesmo nível de produtividade. Em equilíbrio, os dois bens transacionáveis são relativamente mais caros no país em desenvolvido por conta do diferencial de produtividade.

Esta conclusão é idêntica a da seção anterior só que agora foi obtida dentro de um arcabouço de equilíbrio geral. A vantagem desta apresentação, além de seu maior grau de elegância, é a generalidade. Todavia, a hipótese de mesma remuneração e dotação relativa de fatores é muito forte, precisando ser relaxada.

Figura 2: Ballassa-Samuelson num arcabouço de Equilíbrio Geral



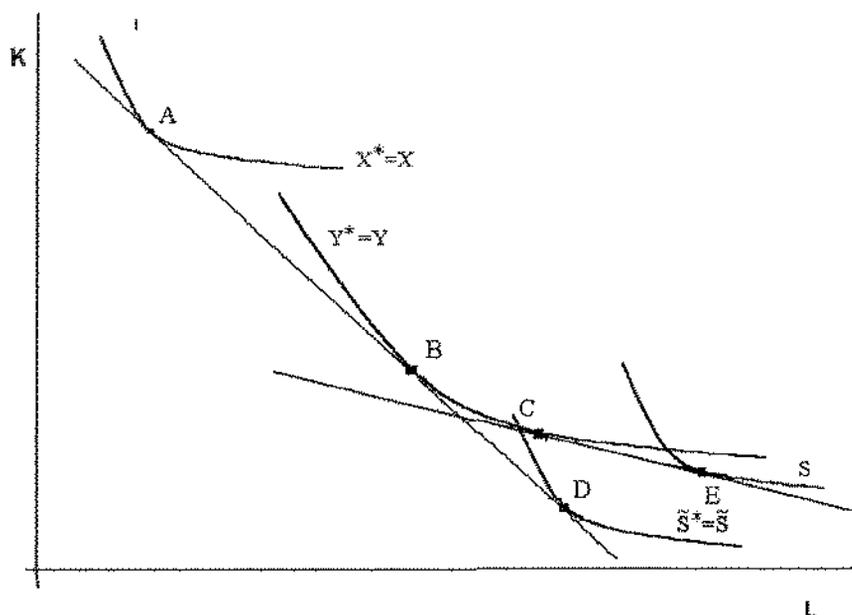
### 1. 3. b. Argumento da dotação de recursos: A Hipótese Kravis, Heston & Summers.

Kravis, Heston & Summers (1984) argumentam que a produtividade no setor de transacionáveis não deve evoluir de forma tão diferente entre os países, na medida em que os bens transacionáveis são, em geral, industriais e sujeitos a investimentos diretos e com grau de homogeneidade na tecnologia adotada. O setor de serviços também apresentaria níveis de produtividade similares. Utilizando o arcabouço de equilíbrio geral, os autores argumentam que é possível chegar a conclusão semelhante a Balassa adotando as seguintes hipóteses: o setor de serviço é intensivo em trabalho e o de transacionáveis; intensivo em

capital. A remuneração relativa dos fatores capital e trabalho é maior nos países em desenvolvimento.

A Figura 3 permite analisar este caso com maior detalhe. Os bens X e Y são transacionáveis e o bem S é doméstico. O bem X é intensivo em capital, de forma que deve ser produzido pelo país com abundância neste fator (desenvolvido). O bem Y é um caso intermediário, e deverá ser produzido em ambos os países mas com dotações de capital e trabalho diferentes (maior coeficiente capital - trabalho no país desenvolvido, e menor, no em desenvolvimento). O bem S, doméstico, será produzido em ambos os países.

Figura 3: A hipótese Kravis-Heston-Summers.



### 1. 3. c. Fatores ligados a demanda

A grande proporção de bens doméstico nas cestas de consumo de bens nos países desenvolvidos indicam que deve existir alguma relação positiva entre a demanda por bens domésticos em relação aos transacionáveis e o nível de renda dos países. Bergstrand (1991) sugere que esta relação poderia estar ligada a existência de um nível mínimo de consumo de ambos os bens. A introdução de um nível mínimo de consumo na função utilidade do consumidor representativo implica no aparecimento de uma relação entre diferencial de nível de renda e o consumo relativo de bens transacionáveis e domésticos.

Seguindo Bergstrand (1991), seja a seguinte função utilidade do consumidor representativo:

$$u = (x_T - \bar{x}_T)^\delta (x_N - \bar{x}_N)^{1-\delta} \quad 1.13$$

$$0 < \delta < 1$$

na qual  $x_I$  ( $x_N$ ) é o total consumido do bem internacional (bem doméstico) e  $\bar{x}_I$  ( $\bar{x}_N$ ) é uma quantidade mínima de consumo do bem internacional (bem doméstico).

A restrição orçamentária do consumidor representativo é dado por:

$$y = x_T + px_N \quad 1.14$$

na qual  $y$  é a renda real do consumidor representativo e  $p$  é o preço relativo dos bens domésticos em relação aos internacionais

Note que a função utilidade proposta implica em preferência não homotética. Isto se deve a existência de um nível mínimo de consumo para os bens internacionais e doméstico. No caso especial em que não existe um mínimo necessário de consumo para nenhum dos bens, a função utilidade será homogênea de grau um, e as preferências serão homotéticas. A racionalidade por trás da função utilidade (1.12) é que os consumidores necessitam ter acesso a um nível mínimo dos dois bens.

Maximizando-se (1.13) sujeito a (1.14), têm-se as condições de primeira ordem. Com algumas manipulações algébricas pode-se chegar a:

$$x_N = (1 - \delta)p^{-1}(y - \bar{x}_T) + \delta\bar{x}_N \quad 1.15$$

$$x_T = \delta y + (1 - \delta)\bar{x}_T - \delta p\bar{x}_N \quad 1.16$$

Aplicando-se o logaritmo em ambos os lados das equações acima, e diferenciando-se as mesmas, têm-se:

$$\hat{x}_N = -\left(1 - \frac{\delta\bar{x}_N}{x_N}\right)\hat{p} + \left(1 + \frac{(1 - \delta)\bar{x}_T - \delta p\bar{x}_N}{px_N}\right)\hat{y} \quad 1.17$$

$$\hat{x}_T = -\left(\frac{\delta p\bar{x}_N}{x_T}\right)\hat{p} + \left(1 - \frac{(1 - \delta)\bar{x}_T - \delta p\bar{x}_N}{x_T}\right)\hat{y} \quad 1.18$$

na qual  $\hat{x}$  denota  $dx/x$ , e assim por diante.

Subtraindo-se (1.17) de (1.18), obtêm-se a diferença entre a taxa de crescimentos da demanda pelos bens doméstico e internacional:

$$\hat{X} = \hat{x}_N - \hat{x}_T = -\left(1 - \frac{\delta \bar{x}_N}{x_N} - \frac{\delta p \bar{x}_N}{x_T}\right) \hat{p} + \left(\frac{x_T + p x_N}{x_T p x_N} [(1 - \delta) \bar{x}_T - \delta p \bar{x}_N]\right) \hat{y} \quad 1.19$$

na qual  $\hat{X}$  denota a diferença dos logaritmos das taxas de crescimento da demanda dos bens doméstico e internacional;  $\sigma_D = \left(1 - \frac{\delta \bar{x}_N}{x_N} - \frac{\delta p \bar{x}_N}{x_T}\right)$ , a elasticidade de substituição entre os bens, que deve ser positiva e próxima de um e;  $\sigma_Y = \left(\frac{x_T + p x_N}{x_T p x_N} [(1 - \delta) \bar{x}_T - \delta p \bar{x}_N]\right)$ , o parâmetro que relaciona a variação da renda per capita com a variação da demanda relativa do bem doméstico e internacional. O sinal do parâmetro  $\sigma_Y$  depende da comparação entre os níveis mínimos de consumo do bem internacional e doméstico ponderados respectivamente por  $(1 - \delta)$  e  $\delta$ . No caso especial em que  $(1 - \delta) \cong \delta^5$ , o sinal do parâmetro  $\sigma_Y$  dependerá da comparação entre os mínimos de consumo do bens internacional e doméstico. No caso do nível mínimo do bem internacional exceder o do bem doméstico, o parâmetro terá sinal positivo, e o crescimento da renda levará a um crescimento da demanda relativa de bens internacional e doméstico. Existe alguma razão *a priori* para supor que o nível mínimo de consumo do bem internacional excede o nível mínimo do bem doméstico? Em princípio, não. Este é um problema essencialmente empírico.

Krugman e Obstfeld (1992, pág. 414, tradução livre) ressaltam a importância do setor de serviços no PNB dos países desenvolvidos e citam como exemplo o caso da economia americana: “Podemos ter uma idéia da dimensão dos bens domésticos na economia americana olhando para a contribuição da indústria de construção e serviços para o PNB americano. Em 1991, o produto destas indústrias chegava a cerca de sessenta por cento do PNB americano.”

---

<sup>5</sup> Note que quanto mais próximo da unidade for o parâmetro  $\delta$ , maior terá de ser o volume mínimo de consumo do bem internacional relativamente ao doméstico para que o parâmetro  $\sigma_Y$  tenha sinal negativo. O bem internacional nesta situação caracteriza-se por ser “essencial e desejado” e o bem doméstico, “de supérfluo e pouco desejado”. Como fato estilizado, bens essenciais devem ser pouco desejados, e bens de luxo, altamente desejados. Desta forma, é razoável postular que o parâmetro  $\sigma_Y$  possui sinal negativo.

#### 1.4. Bens doméstico, índices de preços e a PPC:

Utilizando novamente o exemplo de economias com dois bens. Supondo-se que um deles é um bem internacional e o outro, doméstico. Com base nas equações (1.4) e (1.5) pode-se chegar a:

$$P = \left( \frac{P_I}{P_D} \right)^\beta (P_D) \quad 1.20$$

$$P^* = \left( \frac{P_I^*}{P_D^*} \right)^\alpha (P_D^*) \quad 1.21$$

A partir de (1.4), (1.5) e utilizando (1.1) para os bens internacionais, pode-se calcular a razão dos custos de vida em dólar:

$$\ln \left( \frac{EP^*}{P} \right) = (1 - \beta) \ln(\pi) - (1 - \alpha) \ln(\pi^*) \quad 1.22$$

Como  $\ln(\pi) > \ln(\pi^*)$ ,  $\ln \left( \frac{EP^*}{P} \right)$  será maior que zero se  $(1 - \beta) \geq (1 - \alpha)$ , ou seja, o custo de vida no país (em moeda estrangeira) será maior no país desenvolvido se a proporção de bens domésticos (relativamente mais caros neste país) for igual ou maior que a proporção de bens domésticos no país em desenvolvimento. No caso em que o consumo, em termos relativos, de bens internacionais for maior no país desenvolvido comparativamente ao em desenvolvimento [ $\alpha > \beta$  ou  $(1 - \beta) < (1 - \alpha)$ ] o custo de vida no país desenvolvido poderá ser menor do que no em desenvolvimento. A razão para isto é simples. Se o índice de preços de preços no país desenvolvido contiver uma pequena proporção de bens domésticos comparativamente ao do país em desenvolvimento, a estrutura de pesos pode anular o efeito da diferença entre os preços relativos. O custo de vida pode tornar-se favorável aos país desenvolvido.

Em resumo o custo relativo das cestas depende essencialmente dos pesos  $\alpha$  e  $\beta$  dos índices. No caso em que as cestas comparadas são idênticas ( $\alpha = \beta$ ), têm-se que o custo de vida em dólar nos país desenvolvido ( $p^*$ ) é maior que no país em desenvolvimento ( $p$ ). Esta relação vale também para o caso em que o peso do bem internacional no índice de preços externo ( $\alpha$ ) é maior que o peso do bem internacional internamente ( $\beta$ ). No caso em

que o peso do bem internacional no país desenvolvido é maior, não é possível concluir qual país terá maior custo de vida.

### 1. 5. PPC relativa

Seja o caso esquemático em que existem dois índices de preços (interno e externo) compostos por bens transacionáveis e com mesma estrutura de pesos e bens. Postulando a validade da lei do preços único a versão relativa da PPC pode ser sintetizada pela seguinte equação:

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad 1. 23$$

Utilizando novamente o exemplo de uma economia de dois bens, sejam  $P_t^1$  e  $P_t^2$  os preços de dois bens - internacionais, em princípio - em moeda nacional, e,  $P^t$  o nível de preços no instante t calculados da seguinte forma:

$$P_t = (P_t^1)^\beta (P_t^2)^{1-\beta} \quad 1. 24$$

$$P_t^* = (P_t^{1*})^\alpha (P_t^{2*})^{1-\alpha} \quad 1. 25$$

A partir (1.24) e (1.25) e utilizando a taxa de câmbio prevalecente no instante t ( $E^t$ ) pode-se calcular o nível do câmbio real no instante t -  $(PPC)_t$ . Denotando-se por  $(ppc)_t$  o logaritmo do câmbio real no instante t, têm-se:

$$(ppp)_t = e_t - \beta p_t^1 - (1 - \beta) p_t^2 + \alpha p_t^{1*} + (1 - \alpha) p_t^{2*} \quad 1. 26$$

Calculando-se a variação do logaritmo da taxa de câmbio real  $(\Delta ppc)_t^1$ , chega-se a:

$$\Delta(ppp)_{t,t-1} = \Delta e_{t,t-1} - \beta \Delta p_{t,t-1}^1 - (1 - \beta) \Delta p_{t,t-1}^2 + \alpha \Delta p_{t,t-1}^{1*} + (1 - \alpha) \Delta p_{t,t-1}^{2*} \quad 1. 27$$

Fazendo a hipótese que a PPC vale continuamente<sup>6</sup>, pode-se chegar a :

$$\Delta(ppp) = (\alpha - \beta)(\Delta p_1 - \Delta p_2) \quad 1. 28$$

No caso de  $\alpha = \beta$ , tanto o logaritmo da taxa de câmbio real quanto sua variação ao longo do tempo flutuam em torno de zero. No caso em que  $\alpha \neq \beta$ , a evolução dos preços relativos influencia a evolução da taxa de câmbio real. Se nenhuma outra restrição for imposta, alterações nos preços relativos invalidarão a PPC mesmo em sua versão relativa

<sup>6</sup> Note que no caso da PPC valer continuamente, ou seja,  $(e_t = p_t^1 - p_t^{1*} = p_t^2 - p_t^{2*})$ , têm-se que:  $\Delta e_{t,t-1} = \Delta p_{t,t-1}^1 - \Delta p_{t,t-1}^{1*} = \Delta p_{t,t-1}^2 - \Delta p_{t,t-1}^{2*}$ .

com bens transacionáveis. Postulando-se a estabilidade de preços relativos, e a homogeneidade da moeda ( $\Delta p_1 = \Delta p_2$ ), obtêm-se, a partir de (1.28):

$$\Delta(ppp) = (\alpha - \beta)(\Delta p_1 - \Delta p_2) = 0 \quad 1.29$$

No longo prazo, o logaritmo da taxa de variação da PPC deve flutuar em torno de um patamar nulo. Note a relação (1.29) foi obtida postulando-se não só a homogeneidade da moeda, como também a validade do princípio da arbitragem internacional. A rigor, apenas o primeiro postulado é necessário para obter o resultado (1.29). Um exemplo esquemático pode ser dado analisando-se o caso de dois índices de preços similares a (1.4) e (1.5) composto por cestas totalmente diferentes:

$$P = (P^1)^\beta (P^2)^{1-\beta} \quad 1.30$$

$$P^* = (P^{3*})^\alpha (P^{4*})^{1-\alpha} \quad 1.31$$

A estabilidade de preços relativos e postulado da homogeneidade da moeda implicam que as seguintes relações verifiquem-se num prazo mais longo:

$$\Delta e = \Delta p^i - \Delta p^{j*} \quad e; \quad 1.32$$

$$\Delta p^i = \Delta p^m \quad 1.33$$

De forma similar a (1.27), pode-se obter

$$\Delta(ppp)_{t,t-1} = \Delta e_{t,t-1} - \beta \Delta p_{t,t-1}^1 - (1 - \beta) \Delta p_{t,t-1}^2 + \alpha \Delta p_{t,t-1}^{3*} + (1 - \alpha) \Delta p_{t,t-1}^{4*} \quad 1.34$$

Utilizando (1.32) e (1.33) em (1.34), têm-se:

$$\Delta(ppp) = \Delta e - \Delta p_2 + \Delta p_4^* - \beta \Delta p_1 + \beta \Delta p_2 + \alpha \Delta p_3^* - \alpha \Delta p_4^* = 0 \quad 1.35$$

O postulado de homogeneidade da moeda e estabilidade nos preços relativos é como afirma Dornbusch (1987) uma forma de contornar os problemas causados à doutrina da PPC pelos diferentes pesos e composição dos bens que entram no cálculo dos índices de preços. "Uma vez que as proporções não são iguais e os bens não são estritamente idênticos, a lei do preço único não pode servir mais como suporte para a PPC. Agora a PPC pode valer, mesmo na sua forma relativa, se as condições do postulado da homogeneidade na teoria monetária forem justificados. O postulado da homogeneidade diz que distúrbios puramente monetários, deixando inalterados todos os preços relativos de equilíbrio, levarão a uma alteração equiproporcional na moeda e em todos os preços. Neste caso especial a PPC vale mesmo se a lei do preço único não se aplicar." (tradução livre)

## 1. 6. Paridade da Taxa de Juros:

### Paridade da Taxa de Juros Descoberta:

Suponha o caso simplificado em que existem apenas dois títulos de prazo e níveis de risco iguais sendo um vendido no exterior e outro no mercado interno. Um investidor estrangeiro<sup>7</sup> decidirá investir em qual ativo investindo comparando a rentabilidade dos mesmos. No caso do ativo estrangeiro, o retorno, em moeda estrangeira é dado pela taxa de juros paga pelo ativo no período. Já o ativo doméstico renderá, em moeda estrangeira, o valor da taxa de juros do título descontada a desvalorização da moeda doméstica em relação a estrangeira que ocorrer no período. Desta forma, se o ativo estrangeiro apresentar maior possibilidade de retorno em dólares comparado ao doméstico, o investidor estrangeiro terá incentivos para assumir uma posição baseada em título estrangeiro. Caso o retorno do ativo no exterior tiver menor rentabilidade que a oferecida pelo título nacional ambos em moeda estrangeira, o investidor terá incentivos para assumir uma posição baseada em título doméstico. No caso em que a rentabilidade do título estrangeiro iguala a do título doméstico não há incentivos para mudança de posição. O mesmo raciocínio vale para quem está em moeda doméstica no início do período e deseja a ela retornar ao final do período. A única diferença é que este investidor estará olhando para o retorno em moeda nacional da operação.

O investidor estrangeiro no momento da escolha não sabe qual será a taxa de câmbio nominal que vigorará ao final do período. Desta forma têm de tomar sua decisão com base na expectativa sobre a taxa de câmbio nominal futura, e por consequência, na desvalorização nominal esperada. Desta forma, o retorno do ativo relevante para a operação não é o que se verificou de fato (*ex-post*), mas sim aquele baseado na expectativa do investidor no início do período. Posto isto, a PTJD pode ser descrita como a seguinte condição de equilíbrio<sup>8</sup>:

$$i - E(\Delta e_{t+1} | I_t) = i^* \quad 1.36$$

<sup>7</sup> No caso em questão denomina-se investidor "estrangeiro" o agente que estiver em uma posição em dólares no início da operação e deseje "retornar" para esta moeda ao final da operação.

<sup>8</sup> Nas equações que se seguem E denota a expectativa num momento futuro para alguma variável.

ou de forma análoga,

$$i - i^* - E(\Delta e_{t+1} | I_t) = 0 \quad 1.37$$

Diferentes níveis de risco atribuídos aos títulos e/ou as moedas nacional e estrangeira, restrições ao livre fluxo de capitais entre os países, política econômica de esterilização, por exemplo, podem alterar o quadro simplificado proposto pela PTJD.

A relação representada por (1.37) é uma condição de equilíbrio *ex-ante* e não pode ser testada diretamente a partir dos dados de taxa de juros e câmbio nominal. O valor esperado de desvalorização não é observado diretamente. Por isto é necessário fazer alguma hipótese sobre o processo de formação de expectativas para que seja possível chegar a uma relação testável empiricamente. Em geral assume-se que as expectativas são formadas pelo seguinte processo:

$$E\Delta e_{t+k} = \Delta e_{t+k} + u_{t+k} \quad 1.38$$

Os agentes econômicos fazem o melhor uso da informação disponível e não cometem erros sistemáticos. O termo  $u_{t+k}$  representam um distúrbio aleatório com média zero e determinada variância.

Utilizando (1.38) em (1.37) e o fato que os agentes não cometem erros sistemáticos, têm-se que os desvios da PTJD não devem ser sistemáticos, de forma que num período mais longo deve prevalecer a seguinte relação:

$$\Delta e_{t+k} = (i - i^*), \quad 1.39$$

A equação (1.39) consiste numa relação que pode ser testada empiricamente e será utilizada no capítulo 4.

#### Paridade da Taxa de Juros Coberta:

Na operação descrita acima o investidor estrangeiro está exposto ao risco de assumir uma posição em que o retorno *ex-post* seja diferente do esperado quando a operação foi realizada, por conta de um nível de desvalorização inesperado. No caso de uma desvalorização menor que a esperada, o investidor estrangeiro obteve um retorno maior que o esperado. No caso de uma desvalorização maior que a esperada, o investidor estrangeiro obteve um retorno menor que o esperado.

O investidor estrangeiro pode evitar o risco de uma desvalorização inesperada realizando a seguinte operação: 1) compra um montante de moeda estrangeira no mercado

futuro igual ao valor de moeda nacional que possuirá ao final do período a determinado preço; 2) adquire título doméstico e; 3) realiza a compra de dólares ao final do período;

O retorno desta operação é dado pela seguinte fórmula:

$$i_t - (f_{t+1} - e_t) = i_t^* \quad \text{ou;} \quad 1.40$$

$$(f_{t+1} - e_t) = i_t - i_t^* \quad 1.41$$

na qual  $f_{t+1}$  denota o preço da moeda estrangeira no mercado futuro.

Nesta operação o risco de uma desvalorização inesperada é transferido a um outro agente. A relação (1.41) serve de base para testes empíricos da validade da PTJD. O exame da aderência desta relação empírica não será pesquisada neste trabalho.

Paridade da Taxa de Juros Real:

O princípio da arbitragem internacional também pode ser estendido para o estoque de capital real. A condição (1.44) tem de obedecida para que não existam espaço para arbitragem real de capital entre os países, e é conhecida como paridade de Fisher ou equação de Fisher.

$$r_t = i_t - E\Delta p_{t+1/t} \quad 1.42$$

$$r_t^* = i_t^* - E\Delta p_{t+1/t}^* \quad 1.43$$

$$r_t^* = r_t \quad 1.44$$

PPP relativa *ex-ante*:

Assumindo a validade da PTJD, PTJR pode-se obter:

$$r_t - r_t^* = i_t - E\Delta p_{t+1/t} - (i_t^* - E\Delta p_{t+1/t}^*)$$

$$r_t - r_t^* = E\Delta e_{t+1/t} - E\Delta p_{t+1/t} + E\Delta p_{t+1/t}^* = 0$$

$$E\Delta e_{t+1/t} = E\Delta p_{t+1/t} - E\Delta p_{t+1/t}^* \quad 1.45$$

A equação (1.46) mostra que a expectativa quanto ao grau de desvalorização de uma moeda está ligada ao diferencial entre a inflação doméstica e externa esperadas. Frenkel (1979) num modelo que é apresentado no capítulo 2 utiliza este princípio para postular uma regra de formação de expectativas.

## Cap. 2: Paridade do Poder de Compra e da Taxa de Juros em Modelos de determinação da taxa de câmbio.

Neste capítulo apresenta-se alguns modelos de determinação da taxa de câmbio existente na literatura que utilizam a PPP e PTJD como condições de equilíbrio<sup>9</sup>. Os modelos discutidos são os desenvolvidos pela denominada abordagem monetária da taxa de câmbio, podendo ser classificados em dois tipos básicos: a) com preços rígidos e; b) preços flexíveis. Estes modelos constituem-se numa ferramenta útil para explicar a ligação existente entre os desvios da PPC e da PTJ apontada pela evidência empírica mais recente<sup>10</sup>.

Apresenta-se também um modelo de determinação do diferencial entre as cotações do mercado paralelo e comercial. O modelo foi desenvolvido por Dornbusch *et alii* (1983), sendo de equilíbrio parcial. A razão para sua apresentação é que a evolução do dólar comercial mostrou-se uma variável importante nos testes empíricos da PPC e PTJ realizados neste trabalho no capítulo 4.

### 2. 1. A Abordagem Monetária de determinação da taxa de câmbio:

#### 2. 1.1. Modelos com preços flexíveis

Neste modelo a economia opera sempre a pleno emprego e os preços são flexíveis. A paridade do poder de compra vale a todo instante. A economia possui 3 tipos de ativos financeiros: moeda; títulos domésticos e títulos externos. Assume-se que os dois últimos são substitutos perfeitos, e postula-se a validade da PTJD e PTJR.

O estoque de riqueza nominal dos residentes é constituído por:

$$W = M + B + B^* \quad 2. 1$$

---

<sup>9</sup> Uma exposição mais detalhada e minuciosa dos tópicos abordados ao longo deste capítulo podem ser encontrada em Pilbeam (1994), Hallwood & MacDonald (1996) e; Canuto *et alii* (1998).

<sup>10</sup> A evidência empírica mais recente aponta que existe uma relação de longo prazo entre o diferencial de juros e a PPP.

em que  $W$  denota o total de riqueza nominal dos residentes,  $M$ , o estoque de moeda, e  $B$ , o volume de títulos internos e,  $B^*$ , o volume de títulos externos. Como títulos interno e externo são substitutos perfeitos pode-se fazer  $V = B + B^*$ , e portanto:

$$W = M + V \quad 2.2$$

Desta forma, pela lei de Walras, basta analisar-se o mercado de moeda, pois se este estiver em equilíbrio, o outro também estará. Um excesso de demanda no mercado de moeda (oferta) corresponderá a um excesso de oferta (demanda) no mercado de títulos.

Assumindo oferta de moeda exógena, têm-se que:

$$\begin{aligned} m_t^D &= m_t^S = m_t \\ m_t^{D^*} &= m_t^{S^*} = m_t^* \end{aligned} \quad 2.3$$

A abordagem monetária do balanço de pagamentos parte de dois postulados básicos: a estabilidade da função de demanda por moeda e a validade contínua da PPC absoluta.

Sejam as seguintes demanda de moeda doméstica e externa:

$$m - p = \alpha_1 y - \alpha_2 i \quad 2.4$$

$$m^* - p^* = \alpha_1 y^* - \alpha_2 i^* \quad 2.5$$

Se a PPC vale a todo instante e o mercado de títulos está sempre em equilíbrio, têm-se que:

$$e = m - m^* - \alpha_1 (y - y^*) + \alpha_2 (i - i^*) \quad 2.6$$

A relação entre câmbio nominal e moeda é a esperada: positiva e proporcional. Já a relação entre câmbio nominal e renda; ou entre câmbio nominal e taxa de juros não são os "esperados" (tradicionais). A racionalidade por trás dos resultados obtidos pela abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio é que a análise realiza-se pela ótica do equilíbrio do mercado monetário. O modelo IS-LM, por exemplo, enfatiza o efeito que a renda têm sobre os fluxos de comércio, na balança comercial e, por consequência, no influxo de moeda estrangeira. Um aumento da renda interna tende a provocar uma piora no resultado comercial, diminuindo a oferta de dólares e exigindo uma depreciação para contrabalançar a piora nos fluxos comerciais. Já a abordagem monetária enfatiza um outro canal pelo qual a renda influencia a taxa de câmbio. Um aumento da renda produz um aumento da demanda por moeda. Esta por sua vez, dado a oferta nominal de moeda, exige

uma queda do nível de preços para a manutenção do equilíbrio. Como a PPC vale a todo instante, existe uma pressão para a valorização da taxa de câmbio nominal.

Um aumento da taxa de juros no modelo IS-LM induz uma queda da renda e por conseqüência, da demanda de bens importados. Isto leva a uma queda da demanda por dólares, e uma apreciação da taxa de câmbio. Já na abordagem monetária, um aumento da taxa de juros derruba a demanda por moeda. A única forma de manter-se o equilíbrio no mercado de moeda é o aumento do nível de preços dada a oferta exógena de moeda. O fato da PPP valer a todo instante leva a uma depreciação da taxa de câmbio nominal. Deve-se notar que um aumento da renda induziria um aumento da demanda de moeda, e restabeleceria o equilíbrio. Isto não é possível neste modelo devido a hipótese de pleno emprego.

### 2.1.2. Introduzindo expectativas<sup>11</sup>:

Utilizando as equações (2.6) e a PTJD, pode-se chegar a:

$$e_t = (1 + \alpha_2)^{-1} z_t + \alpha_2 (1 + \alpha_2)^{-1} (Ee_{t+1} | I_t) \quad 2.7$$

na qual  $z_t = (m - m^*)_t - \alpha_1 (y - y^*)_t$ ;

Solucionando-se a equação (2.7) para frente, têm-se:

$$e_t = \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^{n+1} Ee_{t+n+1} + \frac{1}{1 + \alpha_2} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^i E z_{t+i} \quad 2.8$$

A equação (2.8) mostra que o valor da taxa de câmbio nominal hoje depende da evolução esperada dos "fundamentos" ( $z_t$ ) e de um componente ligado ao valor esperado da taxa de câmbio em instante futuros.

Impondo a condição  $\lim_{i \rightarrow \infty} \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^i E(e_{t+i} | I_t) = 0$ , chega-se a:

$$e_t = (1 - \beta) \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E(z_{t+i} | I_t) \quad 2.9$$

na qual  $\beta = \alpha_2 (1 + \alpha_2)^{-1} < 1$

<sup>11</sup> Esta seção baseia-se em Taylor e MacDonald (1993).

A equação (2.9) mostra como o nível da taxa de câmbio nominal está ligada a evolução esperada dos fundamentos nos instantes futuros.

Subtraindo-se o termo  $z_t$  de cada lado da equação (2.9), têm-se:

$$e_t - z_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^i E(\Delta z_{t+i} | I_t) \quad 2.10$$

Esta equação liga os desvios da taxa taxa de câmbio dos fundamentos à alteração esperada dos fundamentos nos instantes futuros descontados por uma determinada taxa.

Suponha que os fundamentos sejam dados pelo seguinte processo estocástico:

$$z_t = \phi z_{t-1} + u_t \quad 2.11$$

$$E z_{t+j} = \phi^j z_t \quad 2.12$$

Utilizando (2.12.) em (2.9), têm-se que:

$$e_t = (1 - \beta)(1 - \phi\beta)^{-1} z_t + u_t \quad 2.13$$

O grau de previsibilidade na política monetária, representada pelo parâmetro ( $\phi$ ), está diretamente ligada a evolução da taxa de câmbio nominal. Um maior grau de previsibilidade da política monetária implica num menor nível de nas taxas de câmbio nominais.

## 2. 2. Modelos com preços rígidos

### 2. 2.1. Modelo de Ultrapassagem

Na década de sessenta havia um relativo otimismo quanto a operação de taxa de câmbio flutuante. Uma das vantagens atribuídas a este regime era liberar a política monetária das flutuações do balanço de pagamentos, evitando flutuações do nível de renda. Durante a década de setenta, após alguns anos da adoção do regime de câmbio flexível por grande parte dos países desenvolvidos, ficou claro que a volatilidade das taxas de câmbio estavam acima do "esperado".

O modelo de ultrapassagem desenvolvido por Dornbusch (1976) fornece uma explicação para a volatilidade das taxas de câmbio nominal a partir de choques monetários. Partindo de um fato estilizado que o mercado monetário se ajusta de forma muito mais rápida que o mercado real, o autor mostra que a dinâmica de ajustamento pode exigir movimentos da taxa de câmbio nominal em amplitude maior que a do choque monetário. O

modelo de ultrapassagem além de ligar a volatilidade da taxa de câmbio nominal à evolução da política monetária, consegue explicar a maior volatilidade verificada nas taxas de câmbio comparativamente a evolução da oferta de moeda.

No referido artigo o autor apresenta dois casos esquemáticos: a) Caso com preços rígidos e renda fixa; b) preços rígidos e flutuação na renda e produto. O primeiro caso valeria para explicar o "curtíssimo prazo" em que o mercado financeiro se ajusta e o mercado real utiliza o mecanismo de preços para iniciar o ajuste. O segundo caso descreveria o "curto prazo" em que existe possibilidade de ajustes de preço e produto. Ambos os casos são discutidos sucintamente.

### 2. 2. 1. a. Caso com Preços Rígidos e Renda Fixa (Pleno Emprego)

A apresentação do modelo desenvolvido por Dornbusch (1976) dar-se-á da seguinte forma. Em primeiro lugar apresenta-se a regra de formação de expectativas postulada pelo autor, e o equilíbrio no mercado de bens e moeda. Em seguida, discute-se alguns resultados de estática comparativa, e o processo de ajustamento. No final apresenta-se o resultado mais importante deste modelos que é a presença de ultrapassagem.

#### Expectativas

Dornbusch (1976) postula da validade da PTJD e de uma regra de formação das expectativa dada pela equação (2.15):

$$i = i^* + x \quad 2. 14$$

$$x = \theta(\bar{e} - e) \quad 2. 15$$

nas quais  $i$  e  $i^*$  representam, respectivamente, o logaritmo das taxas de juros interna e externa, e  $x$  a desvalorização esperada da taxa de câmbio nominal.

#### Mercado Monetário

O autor assume uma demanda de moeda convencional:

$$m - p = \phi y - \lambda i \quad 2. 16$$

na qual  $m$ ,  $p$  e  $y$  denotam o log da quantidade de moeda, nível de preços e renda, respectivamente.

Utilizando (2.14) e (2.15) em (2.16), têm-se uma equação para o nível de preços, dado que o mercado de moeda está em equilíbrio (*cleared*) e os retornos líquidos dos ativos são equalizados:

$$p = m - \phi y + \lambda i^* + \lambda \theta (\bar{e} - e) \quad 2.17$$

Lembrando-se que no LP a taxa de câmbio corrente é igual ao valor de longo prazo, têm-se:

$$\bar{p} = m + (\lambda i^* - \phi y) \quad 2.18$$

Utilizando (2.18) em (2.17), obtêm-se a relação entre taxa de câmbio e nível de preços:

$$e = \bar{e} - \frac{1}{\lambda \theta} (p - \bar{p}) \quad 2.19$$

Esta é uma das equações chaves do modelo, ligando, para dados valores de longo prazo para câmbio nominal e preços, a taxa de câmbio corrente ao nível de preços corrente.

#### Mercado de Bens

A demanda da economia depende de  $(e-p)$ , do nível de renda real (suposto fixo), e da taxa de juros e de um componente  $u$  que representa alterações da demanda agregada ligados a intervenções (alteração na política fiscal por exemplo):

$$\ln D = u + \delta(e - p) + \gamma y - \sigma r \quad 2.20$$

A evolução do nível de preços domésticos é proporcional ao excesso de demanda:

$$\dot{p} = \pi \ln\left(\frac{D}{Y}\right) = \pi[u + \delta(e - p) + (\gamma - 1)y - \sigma r] \quad 2.21$$

A equação (2.21) implica na seguinte relação de longo prazo:

Utilizando  $\{\dot{p} = 0$  e (2.19) em (2.21)]

$$\bar{e} = \bar{p} + \frac{1}{\delta} [\sigma r + (1 - \gamma)y - u] \quad 2.22$$

Utilizando a equação (2.14), (2.15) e (2.22) em (2.21), obtêm-se uma equação que descreve o ajustamento do nível de preços:

$$\dot{p} = -\pi \left( \frac{\delta + \sigma \theta}{\theta \lambda + \delta} \right) (p - \bar{p}) = -v(p - \bar{p}) \quad 2.23$$

$$v \equiv \pi \left( \frac{\delta + \sigma\theta}{\theta\lambda + \delta} \right) \quad 2.24$$

A solução da equação diferencial (2.23) é dado por:

$$p(t) = \bar{p} - (p_0 - \bar{p}) \exp(-vt) \quad 2.25$$

Substituindo-se (2.25) em (2.19), têm-se uma equação que descreve a evolução da taxa de câmbio corrente:

$$\begin{aligned} e(t) &= \bar{e} - \frac{1}{\lambda\theta} (p_0 - \bar{p}) \exp(-vt) = \\ &= \bar{e} + (e_0 - \bar{e}) \exp(-vt) \end{aligned} \quad 2.26$$

Estática Comparativa:

Nesta o objetivo é obter as combinações possíveis entre taxa de câmbio e nível de preços que mantêm em equilíbrio os mercados de bens e monetário. No plano preço - taxa de câmbio, denomina-se por GG, a curva com todas as combinações entre taxa de câmbio e preços que mantêm o mercado de bens em equilíbrio e, MM, a curva com as combinações que mantêm o mercado de moeda em equilíbrio:

Utilizando (2.16) em (2.21) é possível obter a inclinação da curva GG:

$$\left. \frac{dp}{de} \right|_{p=0} = \left( \frac{\delta}{\delta + \frac{\lambda}{\sigma}} \right) \quad 2.27$$

$$0 \leq \left. \frac{dp}{de} \right|_{p=0} < 1$$

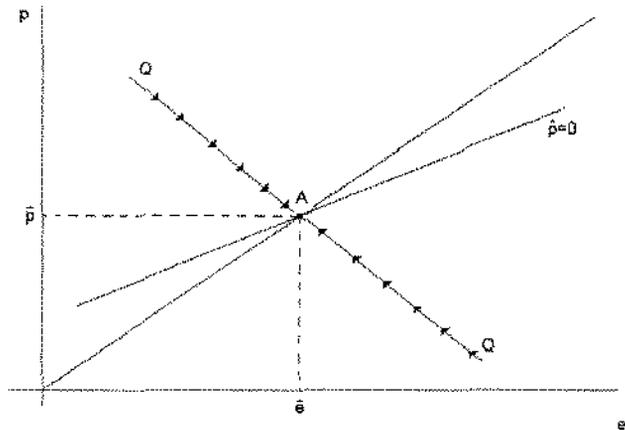
Utilizando (2.5) em (2.6) pode-se obter a inclinação da curva MM:

$$\frac{dp}{de} = -\sigma\theta \quad 2.28$$

A racionalidade existente por trás do resultado (2.27) é a seguinte: uma depreciação da taxa de câmbio nominal aumenta demanda agregada que só pode ser compensada por um maior nível de preços. Como o aumento do nível de preços provoca um aumento da demanda nominal de moeda e da taxa de juros, esta contribui para reduzir a demanda agregada. Por isto o aumento do nível de preços necessário para manter o equilíbrio é menor que o aumento da taxa de câmbio.

Já a racionalidade por trás do resultado (2.28) é a seguinte: uma apreciação da taxa de câmbio nominal exige uma queda da taxa de juros para que não existam oportunidades de lucros não aproveitadas. A queda da taxa de juros, para se concretizar, exige uma queda do nível de preços para que o equilíbrio no mercado monetário não seja rompido.

Figura 4: Ajustamento do mercado de bens e monetário



Dinâmica do modelo e o processo de ajustamento:

Assumindo previsão perfeita, a partir de (2.15), a seguinte equação descreve a evolução da taxa de câmbio nominal esperada que será igual a corrente:

$$e(t) = \bar{e} + (e_0 - \bar{e}) \exp(\theta t) \quad (2.15.a)$$

Para as expectativas serem consistentes com o modelo, torna-se necessário que  $\theta = -v$ . Usando (2.11), têm-se:

$$\theta = -v \equiv \pi \left( \frac{\delta + \sigma \theta}{\theta \lambda + \delta} \right) \quad 2.29$$

Resolvendo a equação acima para  $\theta$ , e considerando apenas a solução estável, obtêm-se os valor de  $\theta$  com base nos parâmetros estruturais do modelo<sup>12</sup>:

$$\tilde{\theta} \left( \begin{matrix} \lambda, \delta, \sigma, \pi \\ -; +; +; + \end{matrix} \right) = \frac{\pi \left( \frac{\sigma}{\lambda} + \delta \right)}{2} + \left[ \frac{\pi^2 \left( \frac{\sigma}{\lambda} + \delta \right)^2}{4} + \frac{\pi \delta}{\lambda} \right]^{1/2} \quad 2.30$$

A velocidade de ajustamento está inversamente ligada a intensidade da resposta da demanda de moeda a alterações da taxa de juros ( $\lambda$ ); diretamente ligada a resposta da

<sup>12</sup> A solução do modelo postulando apenas previsão perfeita é realizada no Apêndice 2.A.

demanda em relação a flutuação do câmbio real ( $\delta$ ) e; diretamente ligada a resposta dos preços ao excesso de demanda ( $\pi$ ). Com uma baixa resposta da demanda de moeda, um aumento do estoque real de moeda exigirá um grande aumento da taxa de juros para a manutenção do equilíbrio monetário, gerando efeitos maiores sobre o excesso de demanda e sobre os preços. Uma maior resposta dos preços ao excesso de demanda acelerará o ajustamento pois o câmbio permanece fora do equilíbrio devido a lentidão de ajuste do setor real. Uma resposta mais intensa do excesso de demanda a alterações no câmbio, também contribuirá para acelerar o ajustamento via mecanismo acima.

### Ultrapassagem

A equação (2.19) apresenta a relação entre taxa de câmbio nominal corrente, nível de preços e taxa de câmbio de longo prazo dada a quantidade de moeda e o nível de renda quando o mercado de moeda está em equilíbrio e os retornos dos ativos equalizados. A partir desta equação pode-se obter:

$$\frac{de}{dm} = 1 + \frac{1}{\lambda\theta} \quad 2.31$$

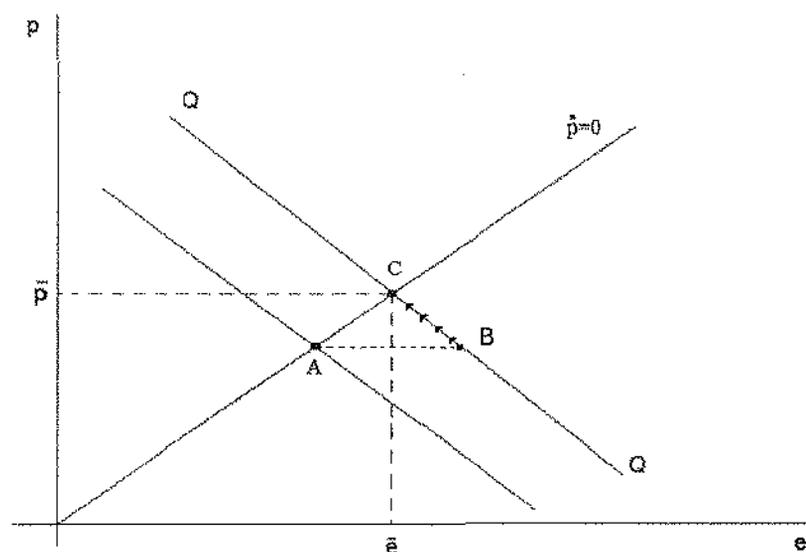
O resultado (2.31) prova a existência de ultrapassagem. Um aumento da oferta de moeda ocasionará uma desvalorização mais do que proporcional da taxa de câmbio corrente. A racionalidade é a seguinte: um aumento da oferta de moeda reduz a taxa de juros interna. Dado que a PTJD vale a todo instante, a única forma de evitar espaços para arbitragem internacional é a existência de uma valorização da taxa de câmbio nominal. Isto só é possível se a taxa de câmbio corrente ultrapassar o valor de longo prazo.

A existência de ultrapassagem contribui para explicar dois fatos: a) a alta volatilidade da taxa de câmbio nominal sobre o regime de taxa de câmbio flexíveis e; b) a maior volatilidade das taxas de câmbio nominais em relação a oferta de moeda.

Na Figura 5 apresenta-se o processo de ajustamento a um choque monetário. As curvas GG é positivamente inclinada e a curva MM, negativamente inclinada. Como o mercado de moeda está sempre em equilíbrio, o ajustamento se dá ao longo dos pontos da curva MM. Um aumento da oferta de moeda desloca a curva MM para direita. O motivo é que um aumento da oferta de moeda para manter o nível de câmbio constante, exige um aumento do nível de preços. A curva GG permanece não sofre deslocamento.

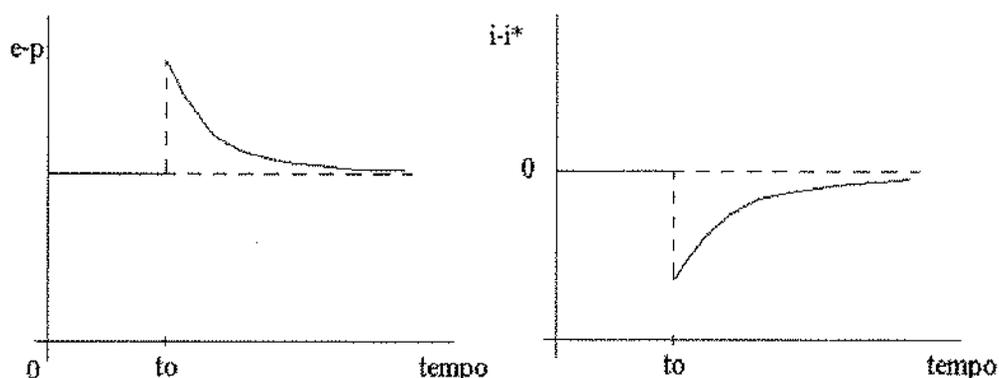
O aumento da oferta de moeda provoca um salto instantâneo na taxa de câmbio nominal que vai além do novo nível longo prazo, e uma queda da taxa de juros. A desvalorização da taxa de câmbio provoca um aumento da demanda agregada, do nível de preços, e da demanda nominal por moeda. Há um aumento da taxa de juros que abre espaço para uma valorização da taxa de câmbio nominal, caminhando para seu valor de equilíbrio.

Figura 5: Ajustamento da taxa de câmbio e preços a um choque monetário



A Figura 6 mostra a evolução da taxa de câmbio real e do diferencial de juros ao longo do processo de ajustamento. O choque monetário provoca um salto instantâneo da taxa de câmbio real e uma queda da taxa (e do diferencial) de juros no instante  $t_0$ . À medida que o ajustamento vai ocorrendo, a taxa de câmbio real e o diferencial retornam aos valores de longo prazo.

Figura 6: Evolução da variável câmbio real



### 2. 2.1.b. Caso com preços rígidos e flutuação na renda real

Dornbusch (1976) analisa também o caso em que existe rigidez de preços e o produto responde a alterações no nível de demanda. Neste caso demonstra que não haverá necessariamente ultrapassagem. A razão para isto é clara. A flutuação da renda real introduz um novo componente ao modelo. No caso em que a renda era fixa, um aumento da oferta de moeda gerava uma pressão baixista nas taxas de juros. O mercado financeiro se ajustava através do movimento dos agentes buscando títulos no exterior. O resultado era um aumento da demanda por dólares que causava uma depreciação da moeda. No caso em que a renda pode variar, a queda da taxa de juros leva a um aumento da demanda agregada e da renda. A demanda de moeda cresce, pelo motivo transação, gerando uma pressão de aumento na taxa de juros que torna menos atrativo a saída de dólares. A ultrapassagem estará condicionada a magnitude relativo dos dois efeitos citados.

### 2. 3. Uma Síntese: Modelo de Frankel

Frankel (1979) construiu um modelo de determinação da taxa de câmbio incorporando explicitamente expectativas de inflação. A década de setenta caracterizou-se por taxas altas de inflação, e este fato não havia sido incorporado aos modelos de monetários de determinação da taxa câmbio de forma explícita. O modelo desenvolvido pelo autor realiza uma síntese entre a abordagem de preços rígidos e flexíveis. A solução de curto prazo do modelo apresenta os resultados do modelo de ultrapassagem desenvolvido por Dornbusch (1976). A solução de longo prazo é idêntica à abordagem monetária de preços flexíveis. Desta forma o modelo de ultrapassagem seria mais adequado para a

analisar a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio e os modelos de preços flexíveis serviriam de guia para o longo prazo.

A grande diferença entre o modelo de Frankel e Dornbusch consiste na regra de formação de expectativas. O primeiro autor adiciona um termo à regra de formação de expectativas que está ligado ao diferencial das taxas de inflação esperadas:

$$x = -\theta(\bar{e} - e) + \pi^e - \pi^{e^*} \quad 2.32$$

A taxa esperada de desvalorização cambial está ligada ao diferencial entre a taxa de câmbio atual e seu valor de longo prazo. Caso a taxa de câmbio atual esteja acima de seu valor de longo prazo deve-se esperar uma valorização num momento futuro. Se a taxa de câmbio estiver abaixo de seu valor de longo prazo, deve-se esperar uma desvalorização. Este componente já existia no modelo de ultrapassagem. A inovação de Frankel consiste em introduzir um termo associado ao diferencial de inflação esperado na regra de formação de expectativas de desvalorização cambial.

#### Frenkel e a Abordagem Monetária

Assumindo a validade PTJD, a partir de (2.32) pode-se obter:

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta} [(i - \pi^e) - (i^* - \pi^{e^*})] \quad 2.33$$

A equação (2.33) mostra que os desvios da taxa de câmbio nominal em relação ao seu valor de longo prazo está ligado diretamente ao diferencial esperado de taxas de juros reais pago pelos títulos (desvios da PTJR).

Assumindo a validade da PPP no longo prazo, têm-se que a taxa de câmbio de longo prazo está ligada ao diferencial entre os níveis de preços:

$$\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad 2.34$$

Utilizando (2.4) e (2.5) e as condições de equilíbrio nos mercados monetários dos dois países pode-se chegar ao valor de equilíbrio da taxa de câmbio nominal:

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \eta(\bar{y} - \bar{y}^*) + \sigma(\pi^e - \pi^{e^*}) = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \eta(\bar{y} - \bar{y}^*) + \sigma(i - i^*) \quad 2.35$$

A equação (2.35) é idêntica a derivada na abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis (2.6) apresentada no início deste capítulo.

Combinando-se (2.35) com (2.32) e reordenado-se os termos, têm-se:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \eta(\bar{y} - \bar{y}^*) + \sigma(\pi^e - \pi^{e*}) - \frac{1}{\theta}[(i - \pi^e) - (i^* - \pi^{e*})] \quad 2.36$$

A solução de curto prazo do modelo de Frankel incorpora um termo que está ligado ao diferencial esperado de taxas de juros reais. Este termo será tão menos importante quanto maior for a velocidade de ajustamento ( $\theta$ ).

A demonstração da existência de ultrapassagem no curto prazo em resposta a choque monetário pode ser vista a partir da combinação da regra de formação de expectativas dado pela equação (2.32), e equação de demanda por moeda (2.4), obtendo-se:

$$p = m - \phi y + \lambda r^* - \lambda \theta (\bar{e} - e) + \lambda (\pi^e - \pi^{e*}) \quad 2.37$$

Lembrando que no longo prazo um aumento inesperado da oferta de moeda ( $dm_u$ ), têm efeito idêntico e de igual magnitude no nível de preços e no câmbio de equilíbrio ( $\frac{d\bar{e}}{dm_u} = \frac{d\bar{p}}{dm_u}$ ), obtêm-se uma equação similar a (2.29), demonstrando a existência de ultrapassagem:

$$\frac{de}{dm_u} = 1 + \frac{1}{\lambda \theta} \quad 2.38$$

#### Frankel e Dornbusch: Dinâmica

Neste ponto torna-se necessário postular uma equação que dite a alteração dos preços. Os mercados reais não se ajustam instantaneamente. A rigidez de preços permite que, na presença de algum choque, o nível de preços difira do nível de equilíbrio, ajustando-se gradualmente a nova posição de longo prazo.

Frankel (1979) postula a equação para os preços:

$$\dot{p} = \delta_1 (e - p + p^*) + \pi \quad 2.39$$

A taxa de inflação seria dada por um componente ligado a evolução da demanda - câmbio real - e a uma taxa secular de inflação esperada e conhecida pelos agentes.

Supondo que uma equação semelhante a (2.39) valha para o exterior, têm-se:

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \delta (e - p + p^*) + \pi - \pi^* \quad 2.40$$

na qual  $\delta > 0$ , por hipótese

A equação que representa o ajustamento do mercado monetário pode ser obtida através da equações de demanda por moeda, e PTJD:

$$x = \left(\frac{1}{\lambda}\right) [(p - p^*) - (m - m^*) + \phi(y - y^*)] = \left(\frac{1}{\lambda}\right) [(p - p^*) - (\bar{p} - \bar{p}^*)] \quad 2.41$$

Pode-se solucionar o sistema de equações formados pelas relações (2.40) e (2.41) de duas formas. A primeira forma consiste em postular diretamente a validade da regra de formação de expectativas dada por (2.32) e então postular previsão perfeita. Um outro caminho consiste em postular previsão perfeita diretamente em (2.41). Frenkel (1979) apresenta ambas soluções e mostra que são equivalentes.

Descartando-se a raiz explosiva, têm-se que a velocidade de ajustamento será por:

$$\tilde{\theta}_1 \left( \begin{array}{c} \lambda, \delta \\ -; + \end{array} \right) = \frac{\delta}{2} + \left[ \left( \frac{\delta}{2} \right)^2 + \frac{\delta}{\lambda} \right]^{1/2} \quad 2.42$$

A velocidade do ajustamento depende diretamente do grau de sensibilidade dos preços ao aumento da demanda ( $\delta$ ) e, inversamente da sensibilidade da demanda por moeda a alterações na taxa de juros ( $\lambda$ ). Uma maior lentidão no ajustamento do mercado de bens exige maiores flutuações da taxa de câmbio nominal para compensar.

Frankel (1979) exclui da análise os efeitos que a variação na taxa de juros tem na demanda por bens e serviços. No modelo de Dornbusch (1976), a presença de um termo que liga a taxa de juros à evolução da demanda torna o ajustamento mais rápido. A razão é que um aumento da oferta de moeda, leva a uma redução da taxa de juros e, por conseqüência, a um aumento da demanda agregada, acelerando o ajustamento do mercado de bens.

O modelo de Frenkel (1979) pode ser modificado alterando-se a equações (2.39) e (2.40) de forma a incorporar este efeito:

$$\dot{p} = \delta(e - p + p^*) - \sigma r + \pi \quad 2.43$$

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \delta(e - p + p^*) - \sigma(r - r^*) + \pi - \pi^* \quad 2.44$$

nas quais  $\delta$  e  $\sigma$  são positivos.

O sistema é formado pelas equações (2.41) e (2.44). Solucionando-o e retendo apenas a solução estável, têm-se:

$$\tilde{\theta} \left( \begin{array}{c} \lambda, \delta, \sigma \\ -; +; + \end{array} \right) = \frac{\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)}{2} + \left[ \frac{\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)^2}{4} + \frac{\delta}{\lambda} \right]^{1/2} \quad 2.45$$

Este resultado é semelhante ao obtido no modelo com preços rígidos e renda fixa de Dornbusch (1976), aplicando-se as mesmas considerações. A presença de um termo ligado a taxa de juros na demanda, contribui para acelerar o ajustamento. Um aumento inesperado da oferta de moeda leva a uma queda da taxa de juros, amplificando o excesso de demanda. Isto têm efeitos sobre os preços e a velocidade de ajuste do mercado de bens.

#### 2. 4. Conta Corrente e taxa de câmbio

O modelo monetários expostos na seção negligenciam dois fatos importantes: a) assumem que os ativos denominados em moedas diferentes são substitutos perfeitos e não existindo diferencial de risco; b) ignora-se os efeitos que déficits em contas correntes tem no estoque de riqueza dos agentes e os impactos decorrentes disto na taxa de câmbio. Dornbusch,

A existência de risco faz com que o agente não seja indiferente a guardar em sua carteira determinada proporção de ativos em moeda nacional ou estrangeira. Se os agentes atribuírem diferentes patamares de riscos aos ativos nacionais e estrangeiros, a existência de um déficit em transações correntes exigirá ajustamentos na carteira de títulos dos agentes na medida em que estes déficits ou superávites implicam em acumulação ou desacumulação de ativos estrangeiros, e portanto movimentos de preços relativos.

A alteração do nível de riqueza da economia pode afetar a taxa de câmbio através de uma série de mecanismos: a) se o consumo for função do estoque de riqueza, a renda deverá estar se alterando, e por conseqüência a demanda de moeda e a taxa de câmbio; b) alteração no estoque de riqueza, via déficit ou superávit em conta corrente, implicam numa alteração do estoque de ativos estrangeiros. Se os ativos estrangeiros e doméstico não forem substitutos perfeitos, haverá necessidade de ajuste nos portfólios dos agentes, com efeitos na taxa de câmbio.

Autores como Fisher Kouri, Branson, entre outros, desenvolveram uma série de modelos visando cobrir as lacunas apontadas acima. Os modelos desenvolvidos ficaram conhecidos como a abordagem do portfólio equilibrado (*portfolio balance approach*). Uma ótima resenha deste modelos pode ser encontrada em Frenkel & Mussa (1985) e Branson & Henderson (1985).

A diferença entre os modelos da abordagem monetária e os que incorporam efeitos dos déficits e superávites em conta corrente na formação da taxa de câmbio reside na

sofisticação do tratamento teórico e na necessidade de um tratamento mais rigoroso dos mercados de ativos na determinação da taxa de câmbio. “Ainda que [nestes modelos] a taxa de câmbio é determinada em qualquer ponto do tempo determinado pelo fechamento dos mercados de ativos (assim como na abordagem monetária), o leque de ativos relevantes na determinação da taxa de câmbio deve ser maior que oferta de moeda relativas, e mais, devido a déficits e superávites na conta corrente serem fluxos, um desequilíbrio em conta corrente terá efeitos no estoque de ativos ao longo do tempo e logo, por razões não presentes antes, na taxa de câmbio” (Hallwood & MacDonald 1996, pág. 189, tradução livre)

## 2. 5. Modelos de Câmbio Dual e a cotação do dólar no mercado paralelo.

O dólar paralelo era visto durante a década de oitenta e meados dos noventa como uma variável que trazia informação importante sobre a evolução esperada do cenário macroeconômico. O “nervosismo” do mercado frente a uma expectativa de um pacote econômico, ou, por exemplo, a expectativa de uma desvalorização refletiam-se diretamente no diferencial entre as cotações do dólar paralelo e comercial.

Esta seção tem por objetivo apresentar um modelo de determinação do prêmio do dólar paralelo que incorpora os efeitos que alterações de política econômica tem reflexos no mercado paralelo. Apresenta-se um modelo de equilíbrio parcial desenvolvido por Dornbusch *et alii* (1983) para se discutir a evolução prêmio do dólar paralelo, e precisar alguns dos motivos pelos quais a evolução desta variável está ligada a eventos da política macroeconômica. A abordagem aqui escolhida não trata da interação existente entre a evolução do mercado paralelo e as variáveis macroeconômicas como em modelos de equilíbrio geral com câmbio dual. Exemplo podem ser encontrado em Edwards (1988). Já em Dornbusch (1982) apresenta um modelo em que analisa os efeitos da adoção de políticas de reajuste cambial baseadas na PPC na renda e preços num ambiente de rigidez de preços.

O modelo trata como dado a taxa de juro interna e externa, a taxa de câmbio oficial e o valor dos ativos em moeda nacional excluindo o estoque de dólar. Os agentes mantêm um estoque de dólares como parte de uma carteira diversificada. O equilíbrio no mercado de dólares paralelo é atingido quando a demanda por dólares paralelo iguala a oferta:

$$EB = \theta(i^* + d - i)(C + EB) \quad \theta > 0 \quad 2.46$$

na qual E denota a taxa de câmbio prevalecente no mercado paralelo, B, o estoque de dólares existente, EB representa a oferta de dólares paralelo. A demanda é proporcional ao estoque de riqueza (C+EB), em que C denota o valor em moeda nacional do estoque de riqueza. A demanda depende do retorno relativo dos ativos nacional e estrangeiro. A letra d representa a depreciação do dólar paralelo.

A taxa de depreciação do câmbio oficial é denotada por  $\bar{d}$  e tida como exógena. Define-se o prêmio relativo do dólar (paralelo / oficial) por  $x = \frac{E}{\bar{E}}$ . Utilizando esta definição na equação (2.46) e reordenando-se os termos, têm-se:

$$\frac{xB}{xB + C} = \theta(i + d - i^*) \quad 2.47$$

na qual  $\bar{C} \equiv \frac{C}{\bar{E}}$  representa o valor dos ativos em cruzeiros convertidos para dólar a taxa de câmbio oficial. A variável  $\bar{C}$  é exógena ao modelo.

A taxa de alteração do prêmio do dólar paralelo é igual a diferença entre a taxa de depreciação do paralelo e do oficial. Denotando por  $\dot{d}$  de depreciação do dólar oficial, têm-se:

$$\frac{\dot{x}}{x} = d - \bar{d} \quad 2.48$$

Utilizando-se (2.48) em (2.47), têm-se:

$$\frac{xB}{xB + C} = \theta\left(i + \frac{\dot{x}}{x} + \bar{d} - i^*\right) \quad 2.49$$

Invertendo-se a relação, obtêm-se:

$$\frac{\dot{x}}{x} = G\left(\frac{xB}{C}\right) - (i^* - \bar{d} - i) \quad G > 0 \quad 2.50$$

A equação acima mostra que no caso de uma maior oferta relativa de dólares no mercado paralelo têm de haver um aumento no retorno relativo do dólar paralelo e/ou uma maior taxa de depreciação do câmbio oficial para que o equilíbrio se mantenha.

O fluxo de dólares para o mercado paralelo advém de uma série de fontes. Algumas exportações são realizadas pelo mercado paralelo e, principalmente, os denominados "sacoleiros" adquirem dólares neste mercado. A política comercial do país também

influencia o nível de transações no mercado paralelo. Outra fonte importante para explicar a demanda e oferta de dólares no mercado paralelo advém do turismo, podendo gerar sazonalidade na evolução do prêmio do dólar na medida em que o volume de turismo se concentra em determinados períodos do ano.

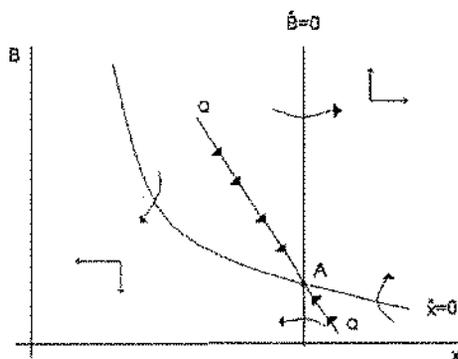
Dada a política comercial, os autores postulam que a oferta de dólares líquida num período ( $\dot{B}$ ) é função do nível do prêmio do dólar e da taxa de câmbio *real* ( $\bar{c}$ ) dada por:

$$\dot{B} = F(x, \bar{c}) \quad F_x > 0, F_{\bar{c}} > 0 \quad 2.51$$

O modelo consiste num sistema de equações diferenciais dado por (2.50) e (2.51).

Apresenta-se o diagrama de fase do modelo na Figura 7. A curva  $\dot{x} = 0$  é obtida a partir da equação (2.50) para um dado valor de  $\bar{C}$  e um dado diferencial de juros ajustado pela depreciação ( $i^* - \bar{d} - i$ ). Nos pontos a direita da curva existe um excesso de oferta de dólares no mercado paralelo. O prêmio têm de estar aumentando para que o estoque de dólares seja mantido em carteira pelos agentes. A curva  $\dot{B} = 0$  representa o influxo líquido de dólares para o mercado paralelo. Pontos a direita da curva indicam que o nível do prêmio do dólar está alto o suficiente para aumentar o estoque de dólares deste mercado. Nos pontos a esquerda da curva  $\dot{B} = 0$  o prêmio do dólar está num nível incapaz de evitar uma diminuição do estoque de dólares do mercado paralelo. Existe uma única trajetória que leva ao equilíbrio representa por QQ. Assumindo previsão perfeita, o mercado "encontrará" a trajetória correta.

Figura 7: Diagrama de Fase.

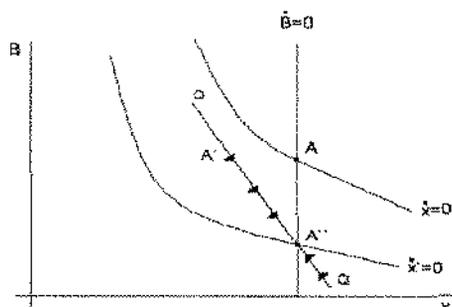


## 2. 5.1. Estática comparativa:

### 2. 5.1.a. Política monetária apertada

A adoção de uma política monetária rígida faz com que aumente a atratividade dos ativos em moeda nacional devido a queda de  $(i^* - \bar{d} - i)$ . O equilíbrio no mercado paralelo só se manterá para um nível constante do prêmio, se houver uma redução do estoque de dólares mercado paralelo, pois os agentes estão desejando manter um menor estoque de dólares em sua carteira. Isto é representado na Figura 8. A economia está operando no ponto A e com a adoção da política monetária restritiva pula para A' que representa uma forte queda do prêmio do dólar. A dinâmica de ajustamento se dá pela diminuição do estoque de dólares existente e por uma recuperação gradativa do prêmio do dólar. Este exemplo mostra que alterações nos mercados financeiros geram um salto imediato do prêmio dólar como resposta. Isto estaria de acordo com a evidência que as cotações no mercado paralelo apresentam volatilidade próxima ao de outros ativos financeiros.

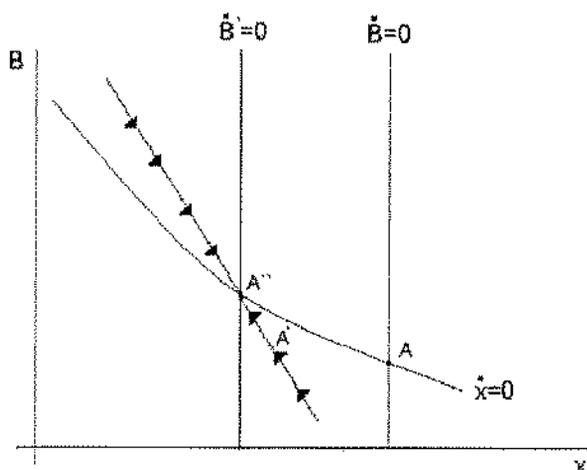
Figura 8: Ajustamento do mercado paralelo de dólares a um choque monetário.



### 2. 5. 2. b. Alterações na taxa de câmbio real e/ou na política comercial

Uma depreciação da taxa de câmbio real calculada pelo dólar oficial desloca a curva  $\dot{B} = 0$  para a esquerda. Dado um nível de prêmio constante, este será capaz de atrair mais dólares para o mercado paralelo após a desvalorização. A dinâmica de ajustamento dá-se com uma queda inicial do prêmio do dólar paralelo. O ajustamento prossegue com um aumento do estoque de dólares e queda no prêmio do dólar até que a posição de equilíbrio seja atingida.

Figura 9: Ajustamento do mercado paralelo de dólares a alteração na política comercial.

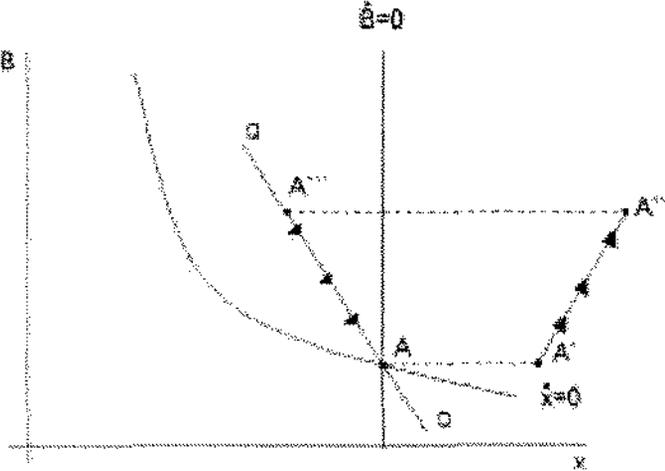


### 2. 5. 2. c. Antecipação de uma maxidesvalorização

Com o modelo é possível analisar o efeito de uma maxidesvalorização que ocorrerá num determinado período a frente e que é antecipada no montante e data de ocorrência pelos agentes no presente. A partir do momento em que os agentes descobrem que irá ocorrer uma desvalorização o prêmio do paralelo dá um salto refletindo a nova "realidade" do mercado (ponto A para A' na Figura 2.4). A dinâmica de "ajustamento" é de desequilíbrio. Há um aumento do prêmio e uma acumulação de dólares no mercado paralelo. No dia em que ocorre a desvalorização, há uma queda instantânea no prêmio do dólar por conta da alteração no câmbio oficial, e o mercado volta para a trajetória de equilíbrio. Esta trajetória implica numa recuperação do prêmio até seu valor de longo prazo e uma diminuição do estoque de dólares. O incentivo para diminuição deste estoque advém da forte queda do prêmio no dia da desvalorização.

Os autores argumentam que um comportamento semelhante ao previsto pelo modelo ocorreu em 1979 quando disseminou-se entre os agentes econômicos a percepção de um forte atraso cambial.

Figura 10: Diagrama ilustrando o caso de antecipação de uma maxidesvalorização.



Apêndice 2A:

Utilizando a PTJD (2.14) na demanda de moeda (2.16) e lembrando que o nível de preços de longo prazo é dado por:

$$p = m - \phi y - \lambda i^* - \lambda x \quad 2. A. 1$$

pode-se chegar a:

$$x = \left( \frac{1}{\lambda} \right) (p - \bar{p}) \quad 2. A. 2$$

Assumindo, previsão perfeita, têm-se o valor verificado da taxa de câmbio, e de desvalorização é igual ao realmente ocorrido:

$$\dot{e} = \left( \frac{1}{\lambda} \right) (p - \bar{p}) \quad 2. A. 3$$

A equação (2. A. 3) representa o equilíbrio no mercado monetário.

No mercado de bens, a equação (2.22) mostra a taxa de câmbio de equilíbrio. Utilizando-se (2.22) na equação (2.21) que descreve o ajustamento do mercado de bens, têm-se que:

$$\dot{p} = \pi(\delta[(e - p) - (\bar{e} - \bar{p})] - \sigma x) \quad 2. A. 4$$

Assumindo novamente previsão perfeita, têm-se:

$$\dot{p} = \pi(\delta[(e - p) - (\bar{e} - \bar{p})] - \sigma \dot{e}) \quad 2. A. 5$$

As relações (2. A. 5) e (2. A. 3) representam o ajustamento no mercado monetário e real respectivamente, e formam um sistema de equações diferenciais, reproduzido abaixo:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \pi\sigma & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{e} \\ \dot{p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -1/\lambda \\ -\delta\pi & \delta\pi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e \\ p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & (1/\lambda)\bar{p} \\ \delta\pi\bar{e} & \delta\pi\bar{p} \end{bmatrix} \quad 2. A. 6$$

Solucionando-se o sistema, e considerando-se apenas a solução estável chega-se a relação (2.45), reproduzida abaixo:

$$\tilde{\theta}(\lambda, \delta, \sigma, \pi) = \frac{\pi\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)}{2} + \left[ \frac{\pi^2\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)^2}{4} + \frac{\pi\delta}{\lambda} \right]^{1/2} \quad 2. A. 7$$

Note o modelo foi solucionado sem postular a regra de formação de expectativa proposta por (2.15). Postulou-se apenas previsão perfeita!

## Apêndice 2B:

O modelo de Frankel (1979) modificado é dado pelas equações (2.43) e (2.44), reproduzidas abaixo:

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \delta(e - p + p^*) - \sigma(r - r^*) + \pi - \pi^* \quad 2. A. 8$$

$$x = \left( \frac{1}{\lambda} \right) (p - p^*) - (\bar{p} - \bar{p}^*) \quad 2. A. 9$$

Postulando-se previsão perfeita e reordenando-se os termos, têm-se:

$$\begin{bmatrix} \lambda & 0 \\ \sigma & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{e} \\ \dot{p} - \dot{p}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -1 \\ -\delta & \delta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e \\ p - p^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -(\bar{p} - \bar{p}^*) \\ \pi - \pi^* \end{bmatrix} \quad 2. A. 10$$

Considerando apenas a solução estável, chega-se a:

$$\bar{\theta} \left( \begin{matrix} \lambda, \delta, \sigma \\ -, +, + \end{matrix} \right) = \frac{(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta)}{2} + \left[ \frac{(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta)^2}{4} + \frac{\delta}{\lambda} \right]^{1/2} \quad 2. A. 11$$

## Apêndice 2C:

O modelo consiste num sistema de equações diferenciais dada por (2.50) e (2.51), reproduzidas abaixo:

$$\dot{B} = F(x, \bar{r}) \quad F_x > 0 \quad F_{\bar{r}} > 0 \quad 2. A. 12$$

$$\frac{\dot{x}}{x} = G \left( \frac{x B}{C} \right) - (i^* - \bar{d} - i) \quad G > 0 \quad 2. A. 13$$

Linearizando-se as equações do sistema, obtêm-se:

$$\begin{bmatrix} \dot{x} \\ \dot{B} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G^* \left( \frac{x^{*2}}{C} \right) & G^* \left( \frac{B^* x^*}{C} \right) \\ 0 & F_x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (x - x^*) \\ (B - B^*) \end{bmatrix} \quad 2. A. 14$$

O sistema possui as seguintes raízes:

$$\lambda = \frac{G^* B^* x^*}{2C} \pm \sqrt{\left( \frac{G^* B^* x^*}{2C} \right)^2 - F_x \frac{G^* x^{*2}}{C}} \quad 2. A. 15$$

## **Capítulo 3: Definições, conceitos e descrição dos testes utilizados**

O objetivo deste capítulo consiste em apresentar: a) as definições básicas de integração, co-integração utilizados nos textos econométricos; b) os resultados necessários a análise de processos com componentes que possuem ordem dois de integração c) os conceitos de super-exogeneidade e exogeneidade fraca e; d) as técnicas econométricas utilizadas neste trabalho.

Na análise de processo com ordem dois de integração dois teoremas são de grande valia: o teorema de representação de Granger na versão proposta por Johansen (1992) e; o teorema de representação de Johansen. O primeiro apresenta quais são as condições necessárias e suficientes para que um processo seja integrado de ordem 1, enquanto o segundo apresenta as condições necessárias e suficientes para que um processo seja integrado de ordem 2. A necessidade da análise de processos com componentes que possuem ordem de integração diferentes advém do fato das variáveis para análise serem escolhidas pela sua relevância econômica, e não pelas suas propriedades estatísticas.

O capítulo dividi-se nas seguinte partes. Na seção 3.1 discute-se os fatos estilizados das séries temporais em Economia conforme sugerido por Hendry (1995). Na seção 3.2. apresenta-se as definições de ordem de integração de uma série, co-integração e co-integração polinomial e os dois teoremas de representação mencionados acima. Na seção 3.3 apresenta-se os conceitos de exogeneidade fraca e super-exogeneidade. Por fim, na seção 3.4. descreve-se os testes econométricos utilizados neste trabalho.

### **3.1. Fatos Estilizados:**

Hendry (1995, pág. 20-22) apresenta os seguintes elementos como sendo característicos de grande parte das séries temporais em Economia:

- (i) Muitas séries de tempo em Economia apresentam uma evolução suave quando observa-se o gráfico em nível;
- (ii) O gráfico da primeira diferença apresenta um padrão muito mais errático;
- (iii) Parece existir uma tendência linear em nível;
- (iv) Esta tendência parece ser bem menos intensa em diferença;
- (v) As séries econômicas tendem a apresentar uma alta correlação entre si;

(vi) As séries são menos suaves se usar diferenças simples em vez de múltipla nos dados;

(vii) Apresentam um comportamento mais errático quanto maior o número de diferenças tomados;

Hendy destaca que um bom modelo que vise descrever o processo que gerou os dados deve ser capaz de replicar as características listadas acima. A observação dos gráficos das variáveis utilizadas neste trabalho permite verificar que as séries brasileiras não são “exceção”. Uma característica das séries brasileiras utilizadas neste trabalho é o alto grau de volatilidade verificado no período amostral considerado, fruto da instabilidade macroeconômica acentuada.

### 3.2. Definições e Conceitos:

Seja o seguinte processo autoregressivo:

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad 3.1$$

com valores iniciais fixos e erros independentes e igualmente distribuídos com média zero e variância ( $\Omega$ ),  $\mathbf{D}_t$  representa todas as variáveis deterministas do modelo (constante, tendência, binárias sazonais e de intervenção) e,  $\mathbf{X}_t, \dots, \mathbf{X}_{t-k}$  são vetores de tamanho ( $n \times 1$ ).

$$\mathbf{A}(z) = \mathbf{I} - \sum_{i=1}^k \Pi_i z^i \quad 3.2$$

A equação (3.1) pode ser rescrita da seguinte forma:

$$\mathbf{A}(L)\mathbf{X}_t = \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad 3.3$$

na qual  $\mathbf{A}(L) = (\mathbf{I} - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k)$ . Este modelo constitui-se numa forma reduzida e não estrutural, pois em cada equação comparece apenas uma variável corrente e todas as demais defasadas.

#### Hipótese 1:

O polinômio característico  $\mathbf{A}(z)$  satisfaz a condição que se  $|\mathbf{A}(z)| = 0$ , então  $|z| > 1$  ou  $z = 1$ .

Isto exclui a possibilidade de raízes explosivas ( $|z| < 1$ ) e raízes sazonais no processo.

A equação (3.4) consiste na representação em primeira diferença de (3.1).

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_t + \dots + \Gamma_k \Delta \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \pi \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t, t=1, \dots, T \quad 3.4$$

na qual  $\Gamma_s = -[\Pi_{1+s} + \Pi_{2+s} + \dots + \Pi_k]$   $s=1, \dots, k-1$  e;

$$\pi = -[\mathbf{I} - \Pi_1 + \dots + \Pi_k] = -\mathbf{A}(1)$$

### Teorema 3. 1:

Sob a hipótese 1 e se  $\mathbf{D}_t$  for limitado em  $t$ , uma condição necessária e suficiente para que o processo  $X_t - E(X_t)$  condicionado nos valores iniciais seja estacionário é que  $|\mathbf{A}(1)| \neq 0$ .

Neste caso o processo possui a seguinte representação

$$X_t = \sum_{n=0}^{\infty} C_n (\varepsilon_t + \Phi \mathbf{D}_t) = C(L)(\varepsilon_t + \Phi \mathbf{D}_t) \quad 3.5$$

na qual  $C(z) = A(z)^{-1}$  é um polinômio convergente para  $|z| < 1 + \eta$  para algum  $\eta > 0$ .

Prova

A prova deste teorema pode ser encontrada em Johansen (1996) págs. 14 a 17.

### Definição 1:

Seja o seguinte processo linear  $Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i}$ ,  $t=1, \dots$  no qual  $C(z) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i z^i$  é convergente para  $|z| \leq 1 + \eta$  para  $\eta > 0$ .

O processo  $Y_t$  é denominado integrado de ordem zero se  $C = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \neq 0$ .

### Exemplo 1:

Seja  $X_{1t} = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \varepsilon_{1t-i}$  com  $|\rho| < 1$

A soma dos coeficientes é  $\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i = \frac{1}{1-\rho}$ , de modo que o processo é integrado de ordem zero.

### Definição 2:

Um processo  $X_t$   $I(d)$  é denominado cointegrado CI  $(d,b)$  com os vetores cointegrantes  $\beta \neq 0$  se  $\beta'X_t$  for um processo  $I(d-b)$ ,  $b = 1, \dots, d$ .

### Exemplo 2:

Definindo  $X_t = (X_{1t}, X_{2t})$ ,  $t = 1, \dots, T$  como sendo o seguinte processo:

$$\begin{aligned} X_{1t} &= \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} + \varepsilon_{2t} \\ X_{2t} &= a \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad 3.6$$

As variáveis  $X_{1t}$  e  $X_{2t}$  são integradas de ordem 1 e o processo  $X_t$  também. Existe um vetor cointegrante  $\beta = (a, -1)$  de modo que  $\beta'X_t$  é estacionário.

Num processo  $I(1)$  só poderá existir co-integração entre as variáveis em nível, dado que a primeira diferença das mesmas, por definição, é estacionária. Entretanto, quando um processo possuir ordem de integração superior a um, abre-se a possibilidade da existência de co-integração entre as combinações lineares das variáveis em nível com as diferenças das mesmas. No caso de um processo com 3 componentes integrados de ordem dois, abre-se as seguintes possibilidades: a) não existir nenhuma combinação linear entre as variáveis em nível que tenha ordem de integração inferior a 2; b) existir uma combinação linear entre as variáveis que possua ordem zero de integração; c) existir uma combinação linear com ordem 1 de integração. No caso c) abre-se a possibilidade de existir uma combinação linear entre as diferenças das variáveis e a combinação linear em nível que seja estacionário. Denomina-se este fato de co-integração polinomial que pode ser formalizado da seguinte maneira.

### Definição 3:

Um processo  $X_t \sim I(2)$  é denominado cointegrado de forma polinomial se existe  $\beta_0 \neq 0$ , e um  $\beta_1 \neq 0$  de modo que  $\beta_0'X_t + \beta_1'\Delta X_t$  é estacionário.

### Exemplo 3. a.:

Seja o seguinte processo tridimensional

$$X_{1t} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i \varepsilon_{1j} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}$$

$$X_{2t} = a \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i \varepsilon_{1j} + b \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} + \varepsilon_{3t} \quad 3.7$$

$$X_{3t} = c \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} + \varepsilon_{4t}$$

Neste caso, as variáveis  $X_{1t}$ ,  $X_{2t}$  são integradas de ordem 2, e,  $X_{3t}$ , integrada de ordem 1. A combinação linear  $(aX_{1t} - X_{2t})$  é integrada de ordem 1, e a combinação  $(cX_{1t} - X_{2t} - (a-b) X_{3t})$ , é estacionária. O processo  $(X_1, X_2, X_3)$  possui ordem dois de integração, mas existe uma combinação linear entre as variáveis em nível que é estacionária (caso b).

Exemplo 3. b.:

Seja o seguinte processo tridimensional

$$X_{1t} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i \varepsilon_{1j} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}$$

$$X_{2t} = a \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i \varepsilon_{1j} + b \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} + \varepsilon_{3t} \quad 3.8$$

$$X_{3t} = c \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i \varepsilon_{2j} + \varepsilon_{4t}$$

Todas as variáveis do processo possui ordem dois de integração. Neste caso  $(aX_{1t} - X_{2t})$  também possui ordem um de integração, mas é necessário diferenciar-se o processo  $X_{3t}$  para remover a não-estacionaridade de  $(aX_{1t} - X_{2t})$ , de modo que  $[c(aX_{1t} - X_{2t}) - (a-b)\Delta X_{3t}]$  é estacionário. No processo acima existe co-integração polinomial.

*Teorema 3. 2: (de representação de Granger modificado)<sup>13</sup>*

Se  $|A(z)| = 0$  implica que  $|z| > 1$  ou  $z = 1$ , e o posto da matriz  $(\pi) = r < p$ , então existe um matrizes  $(p \times r)$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ , de posto  $r$  de modo que

$$\pi = \alpha\beta' \quad 3.9$$

<sup>13</sup> Seja um vetor qualquer  $\beta$ . Define-se, o vetor ortogonal como sendo aquele que obedece a  $\beta' \beta_{\perp} = 0$ . O vetor complementar  $(\bar{\beta})$  obedece a  $\beta' \bar{\beta} = I$ .

Uma condição necessária e suficiente para que  $\Delta X_t - E(\Delta X_t)$  e  $\beta' X_t - E(\beta' X_t)$  tornem-se  $I(0)$ , dado os valores iniciais, é que

$$\alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp} = \varphi \eta' \quad 3.10$$

tenha posto completo. Neste caso o processo (3.1) têm a seguinte representação

$$X_t = C \sum_{i=1}^t (\varepsilon_i + \Phi D_i) + C(L)(\varepsilon_t + \Phi D_t) + P_{\beta_{\perp}} X_0 \quad 3.11$$

na qual  $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp}'$  e  $P_{\beta_{\perp}} = \beta_{\perp} (\beta_{\perp}' \beta_{\perp})^{-1}$ . Logo  $X_t$  é um processo  $I(1)$  com os vetores de co-integração dados pela matriz  $\beta'$ .

### Corolário 3.2.1:

Sob a hipótese que  $|A(z)| = 0$  implica que  $|z| > 1$  ou  $z = 1$ , o número de raízes unitárias é maior ou igual a  $p-r$  em que  $r$  representa o posto ( $\pi$ ). A igualdade vale se e somente se  $X_t$  é  $I(0)$ , ( $r=p$ ).

O Teorema 3.2 mostra que para um processo ser  $I(1)$ , a matriz expressa em (3.9) deve ter posto completo. Com base neste resultado, Johansen (1992 e 1995) deriva um teste para detectar a presença de variáveis com ordem de integração dois num sistema realizando duas aplicações: a primeira, a dados do Reino Unido para um sistema com moeda nominal, preços, renda e taxa de juros e; a segunda, para os dados da PPC e PTJD utilizados em Johansen & Juselius (1992). O teste consiste fundamentalmente em obter uma estimativa da matriz dada (3.9) e testar se a mesma tem posto completo. O teste para detectar presença de variáveis  $I(2)$  é discutido brevemente neste trabalho. A aplicação do teste para os sistemas estimados com os dados brasileiros levaria o trabalho para além de seus objetivos. Maiores detalhes sobre o teste para detectar a presença de variáveis com ordem de integração dois podem ser encontrados em Johansen (1992), Johansen (1996), Johansen (1995), Juselius (1995) e Paroulo (1994).

O corolário do teorema 3.2 mostra que um processo integrado de ordem um com  $r$  vetores cointegrantes deve apresentar  $p-r$  raízes unitárias. Já um processo que contenha um número de raízes unitárias superior a  $p-r$  possui ordem de integração superior a um. Este resultado será amplamente utilizado na análise da PPC absoluta para os dados brasileiros no capítulo 4, com vistas a detectar presença de variáveis integradas de ordem dois nos

sistemas estimados. Caso a matriz dada por (3.9) não possua posto completo, abre-se espaço para a existência de processos integrados de ordem superior a 1. Processos integrados de ordem superior a dois não são relevantes para a análise dos dados macroeconômicos.

Os principais resultados necessários para a análise de processo integrados de ordem 2 estão apresentados no teorema de representação de Johansen, que pode ser encontrado em Johansen (1992), Johansen (1996) e Paroulo (1995). Este teorema será reproduzido neste trabalho, mas antes algumas notações devem ser definidas.

Lembrando que  $\alpha'_1 \Gamma \beta_1 = \varphi \eta'$  não possui posto completo no caso de processos integrados de ordem superior a um, e que  $\varphi$  e  $\eta$  são matrizes de dimensão  $(p-r) \times s$  com posto  $s < p-r$ , define-se  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  como:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \bar{\alpha}_1 \xi, & \alpha_2 &= \alpha_{\perp} \xi_{\perp} \\ \beta_1 &= \bar{\beta}_1 \eta, & \beta_2 &= \beta_{\perp} \eta_{\perp} \end{aligned} \quad (3.12)$$

Com esta notação formula-se o teorema de representação de Johansen para variáveis  $I(2)$  de forma similar ao teorema 3.2. para variáveis  $I(1)$ .

### *Teorema 3. 3.: (de representação de Johansen)*

*Assumindo que  $|A(z)| = 0$  implica em  $|z| > 1$  ou  $z = 1$  e que*

*$\pi = \alpha \beta'$ , em que  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes de posto completo  $r < p$ ;*

*$\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp} = \xi \eta$ , na qual  $\xi$  e  $\eta$  são matrizes  $((p-r) \times s)$  de posto completo  $s < p-r$*

*Uma condição necessária e suficiente para que os processo  $\Delta^2 X_t$ ,  $\beta'_1 \Delta X_t$  e  $\beta X_t - \bar{\alpha} \Gamma \bar{\beta}_2 \beta'_2 \Delta X_t$  corrigidos pelas suas médias tornem-se estacionários é que*

$$\alpha'_2 \theta \beta_2 = \alpha'_2 \left\{ \Gamma \bar{\beta} \bar{\alpha}' \Gamma + \sum_{i=1}^{k-1} i \Gamma_i \right\} \beta_2 \quad (3.13) \text{ tenha posto completo.}$$

*O processo  $X_t$  será  $I(2)$  com os vetores cointegrantes  $(\beta, \beta_1)$  com ordem um de integração. O processo  $X_t$  permite co-integração polinomial, dado que  $\beta'_1 X_t - \bar{\alpha}' \Gamma \bar{\beta}_2 \beta'_2 \Delta X_t$  corrigidos pelas suas médias é estacionário.*

### Corolário 3.3.1:

Sob a hipótese que  $|A(z)|=0$  implica  $|z|>1$  ou  $z=1$ , o número de raízes unitária é maior ou igual a  $2(p-r) - s$ , na qual  $r = \text{posto}(\pi)$  e  $s = \text{posto}(\alpha_1 \Gamma \beta_1)$ . A igualdade vale se e somente se o processo é  $I(0)$ ,  $I(1)$  ou  $I(2)$ . Se a igualdade valer, o processo  $X_t$  será  $I(0)$  se  $r=p$ ;  $I(1)$ , se  $(r<p)$  e  $(s=p-r)$ ; e;  $I(2)$  se  $r < p$  e  $s < p-r$ .

O resultado do teorema 3.3. a ser guardado para os objetivos do trabalho é que a matriz  $\beta'X_t$  não conterà, necessariamente, combinações lineares estacionárias das variáveis. Será necessário, muitas vezes, levar-se em conta a primeira diferença das variáveis para que se possa obter uma combinação estacionária linear estacionária. A presença de variáveis  $I(2)$  em um processo traz as seguintes possibilidades de co-integração: a) existência de alguma combinação linear entre as variáveis  $I(2)$  que possua ordem 1 de integração; b) existência de alguma combinação linear entre as variáveis  $I(2)$  que possua ordem zero de integração; c) existência de alguma combinação linear entre as variáveis  $I(2)$  que seja  $I(1)$  e que cointegre com alguma variável em nível que possua ordem um de integração; d) existência de co-integração entre as combinações lineares das variáveis  $I(2)$  que possuam ordem um de integração com a primeira diferença das mesmas; e) existência de co-integração entre a primeira diferença das variáveis  $I(2)$  com as variáveis em nível integradas de ordem 1; f) existência de co-integração entre alguma combinação linear das variáveis  $I(2)$  que possua ordem um de integração com alguma variável em nível integrada de ordem 1 e com a primeira diferença das variáveis com ordem 2 de integração; g) existência de co-integração somente entre as primeiras diferenças das variáveis  $I(2)$ ; h) existência de co-integração apenas entre as variáveis  $I(1)$  em nível.

O corolário 3.3.1 mostra que se o processo contiver um número de raízes unitárias maior que  $2(p-r) - s$ , este terá ordem de integração superior a 2. Caso o número de raízes unitárias seja igual a  $2(p-r) - s$ , o processo poderá ter ordem de integração 0, 1 ou 2. Neste caso, o processo será estacionário se  $r=p$ , logo,  $s=0$ , e o processo não conterà nenhuma raiz unitária. O processo será integrado de ordem 1, se  $r<p$  e  $s=p-r$ . Neste caso, o número de raízes unitárias será  $p-r$ . Este resultado já havia sido apresentado no Corolário 3.2.1. O processo será integrado de ordem dois, se  $r < p$  e  $s < p-r$ . Desta forma, o número de raízes unitárias do processo  $(2(p-r) - s)$  será necessariamente maior que  $p-r$ .

### 3.2. PPC, variáveis I(2) e co-integração:

Se PPC absoluta valer, a série de câmbio real deve apresentar um comportamento reversível a média. Dado que as séries câmbio nominal, nível de preços internos e externo possuem ordem de integração superior a zero, só será possível existir um comportamento reversível a média se existir co-integração entre as variáveis citadas. Abre-se duas possibilidades para testar a validade da PPC absoluta. A primeira consiste em pesquisar a presença de raiz unitária na série de câmbio real a partir da análise univariada. A segunda consiste em pesquisar a existência de co-integração entre as variáveis citadas. As duas opções serão realizadas neste trabalho.

Se as séries câmbio nominal, nível de preços interno e externo forem integradas de ordem 1, a existência de co-integração entre as mesmas pode ser interpretada como evidência favorável a PPC.

Na presença de variáveis com ordem de integração dois, a situação se altera. Fazendo a hipótese que as três séries são integradas de ordem dois, a existência de co-integração não pode ser vista como evidência em favor da PPC necessariamente. É preciso checar se a combinação linear existente é estacionária e obedece as restrições de proporcionalidade, complicando a análise. A presença de variáveis com ordem dois de integração em um sistema, abre espaço para co-integração polinomial. Se a PPC absoluta for válida, não deve ser necessário recorrer à primeira diferença das variáveis integradas de ordem 2 para obter uma combinação linear estacionária.

### 3.3. Conceitos de Exogeneidade fraca e super-exogeneidade<sup>14</sup>:

Considere a distribuição conjunta das variáveis  $\mathbf{x}_t = (y_t, z_t)$ , fatorada no produto das distribuições condicional e marginal:

$$D_x(y_t, z_t | \mathbf{X}_{t-1}, \theta) = D_{y|x}(y_t | z_t, \mathbf{X}_{t-1}, \phi_1) D_y(z_t | \mathbf{X}_{t-1}, \phi_2) \quad 3.14$$

na qual  $\mathbf{X}_{t-1} = (\mathbf{X}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_{t-1})$

<sup>14</sup> A exposição dos conceitos de exogeneidade fraca e super-exogeneidade segue, basicamente, Hendry (1995, cap. 5).

Definindo  $\psi$  como sendo o conjunto de parâmetros em análise, sendo este um subconjunto dos parâmetros do modelo conjunto ( $\theta$ ). Deseja-se investigar sobre que condições é possível recuperar toda a informação disponível sobre os parâmetros de interesse do sistema analisando apenas a distribuição condicional. Em (3.14) deseja-se pesquisar quais são as condições necessárias para que seja possível aprender tudo sobre os parâmetros de interesse ( $\psi$ ) apenas analisando a distribuição condicional de  $y_t$  em  $z_t$ . Se as condições para isto forem satisfeitas, diz-se que a variável  $z_t$  é exógena fraca com relação aos parâmetros de interesse ( $\psi$ ).

#### Definição 4:

Seja  $\phi_1$  e  $\phi_2$  os parâmetros do modelo condicional e marginal respectivamente. Diz-se que a variável  $x_t$  é exógena fraca com relação aos parâmetros de interesse ( $\psi$ ) se e somente se, as seguintes condições forem obedecidas:

- (i)  $\psi$  seja função somente de  $\phi_1$  ( $\psi = g(\phi_1)$ );
- (ii)  $\phi_1$  e  $\phi_2$  forem variação livre;

A primeira condição garante que pode-se aprender tudo sobre os parâmetros de interesse a partir de  $\phi_1$ . A segunda condição garante que não existe nenhuma ligação entre  $\phi_1$  e  $\phi_2$ . O conceito de exogeneidade fraca está ligado a possibilidade de realização de inferência estatística a partir de um modelo condicional.

#### Teorema 3. 4:

Seja o processo dado por (3.1), em que todas as variáveis são integradas de grau, e reparametrização dada por (3.4), de forma que:

$$X_t = (X'_{1t} X'_{2t})'; \quad \pi = \alpha\beta' e; \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$$

Se  $\alpha_2 = 0$ , então  $X_{2t}$  é exógena fraca para os parâmetros ( $\alpha_1 \beta$ ).

O teorema 3.4. mostra uma condição de suficiência para se ter exogeneidade fraca. Johansen & Juselius (1992) com base no resultado deste teorema derivam um teste para verificar a obediência da hipótese de exogeneidade fraca de um determinado conjunto de

variáveis para os parâmetros ( $\alpha_1 \beta$ ) num sistema. Este teste é apresentado neste capítulo, e será aplicado nos sistemas estimados.

Um outro conceito importante é o de super-exogeneidade. Este visa analisar sobre que condições um modelo condicional pode ser utilizado para fins de política econômica:

#### Definição 5:

Seja  $C^{\phi_2}$  uma classe de intervenção afetando a distribuição marginal ( $D_x(x_t | X_{t-1}, \phi_2)$ ).

Diz-se que a variável  $x_t$  é super exógena em relação a  $\psi$  se:

(iii)  $x_t$  for exógena fraca com relação aos parâmetros de interesse ( $\psi$ ) e;

(iv)  $\phi_1$  for invariante a  $C^{\phi_2}$ ;

Se as condições acima forem obedecidas o modelo condicional poderá ser utilizado para simulações de política econômica. O conceito de super-exogeneidade pode ser visto como uma resposta à denominada crítica de Lucas (1976). Algumas ressalvas devem ser feitas. A classe de intervenções nos modelos marginais não está restrita a política econômica. A rigor qualquer outra mudança que não estivesse associada à política econômica pode ser incorporada pelo conceito, tais como, alterações de preferências, inovações financeiras e tecnológicas, entre outras. Este ponto é muito bem ressaltado por Nakane (1994, pág 63-65).

### 3.3. 1. PPC e super-exogeneidade:<sup>15</sup>

A existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis câmbio nominal, nível de preços interno e externo, não implica que esta possa ser utilizada como guia de política econômica. Se a PPC for válida, esta só poderá ser utilizada para fins de política econômica se: a) se existir alguma relação condicional entre as variáveis câmbio nominal, nível de preços interno e externo e; b) a relação (de longo prazo) seja invariante às intervenções existentes nos processo marginais.

---

<sup>15</sup> Um exemplo de descrição e aplicação de testes de super-exogeneidade é Nakane (1994). Uma outra aplicação de testes de super-exogeneidade pode ser encontrada em Bardsen (1992).

A PPC vista como princípio de arbitragem é algo plausível de ser defendido. Deve existir uma tendência de igualação dos preços dos bens internacionais entre os diversos países. A persistência de diferenciais de preços entre os bens internacionais implica em oportunidades de lucro não aproveitadas. Já postular que PPC seja uma relação que se mantenha estável em relação a uma série de intervenções é exigir demais de um princípio de arbitragem. É um fato amplamente relatado na literatura que a adoção do regime de taxas de câmbio flexíveis por grande parte dos países após o colapso de Bretton Woods acentuou os “desvios” da PPC.

### 3.4. Descrição do instrumental econométrico utilizado

#### 3.4.1. Análise Univariada:

##### 3.4.1.a. Testes ADF

Dickey e Fuller (1981) desenvolveram testes para detectar a hipótese de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionaridade. O teste aqui apresentado é o ADF (Dickey e Fuller aumentado). Denotando por  $y_t$  a variável em análise, os autores propõem a estimação da seguinte regressão por MQO:

$$\Delta y_t = \mu + \beta T_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad 3.15$$

na qual  $\mu$  e  $\beta T_t$  representam os componentes determinísticos do modelo.

A execução do teste deve seguir a seguinte estratégia:

a) Compara-se o valor da estatística  $t$  associado ao coeficiente  $\rho$ , e da estatística  $\Phi_3$  que testa se  $\rho=\beta=0$ . Os valores críticos estão tabelados em Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1981). Caso a hipótese nula seja rejeitada o teste se encerra. Caso a hipótese nula seja aceita, isto pode ser devido ao fato da série apresentar uma raiz unitária, ou ao baixo poder do teste pela inclusão indevida da tendência determinista;

b) Propõe então excluir a tendência determinista da regressão, mas isto só é válido se  $\mu=0$ . A análise da estatística  $\Phi_2$  testa se  $(\rho=\beta=\mu=0)$ . Se a hipótese nula for rejeitada, o procedimento se termina aceitando-se a hipótese de raiz unitária;

c) Caso a hipótese nula seja aceita, roda-se a regressão sem a tendência determinista. Testa-se a hipótese nula de existência de raiz unitária pela análise da

estatística  $t$  associada ao coeficiente  $\rho$ , e pela estatística  $\Phi_1$  que testa  $\mu=\rho=0$ . Se a hipótese nula for rejeitada, o procedimento termina;

d) Caso a hipótese nula não seja rejeitada, isto pode estar ocorrendo devido, novamente, ao baixo poder do teste que pode ser aumentado rodando-se a regressão sem tendência e constante. Avalia-se a estatística  $t$  associada a  $\rho$ . Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se pela ausência de raiz unitária nos dados.

Vale ressaltar que o teste ADF têm baixo poder caso hipótese alternativa seja de um processo estacionário com um componente autoregressivo muito próximo do círculo unitário. As séries de PPC devem estar no caso de "fronteira". Caso sejam estacionárias, devem conter um componente autoregressivo muito próximo do círculo unitário, tornando pouco provável a rejeição da hipótese nula quando falsa. Zini & Cati (1993) aplicando os testes ADF as dados de câmbio real brasileiro não conseguiram rejeitar a hipótese de raiz unitária.

Os testes de raiz unitária apresentam grandes distorções na presença de grande quantidade de pontos discrepantes. Este é o caso, por exemplo, da inflação brasileira se considerarmos o período da década de oitenta na amostra. Os testes ADF, em geral, apontam que a inflação brasileira é um processo estacionário em torno de uma tendência determinista para amostras que incluem a década de oitenta. Este resultado é pouco intuitivo e foi obtido, por exemplo, por Nakane (1994), e também, neste trabalho<sup>16</sup>.

Cati, Garcia & Perron (1995) mostram que a presença de pontos discrepantes (*inliers*) em séries com raiz unitária ou explosiva viesam os testes ADF para rejeitar a hipótese de raiz unitária. Propõe um procedimento para testar a presença de raiz unitária em dados com presença de *inliers* realizando a aplicação as séries de inflação entre outras. Não é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária.

### 3. 3. 1. b. Testes para detectar quebra de médias nas séries<sup>17</sup>:

Perron (1989) demonstrou que os resultados dos testes ADF tendem a aceitar a hipótese de raiz unitária se o processo verdadeiro for estacionário com quebra nos componentes deterministas das séries. Mostra também que é possível rejeitar a hipótese de

---

<sup>16</sup> Ver Capítulo 4.

<sup>17</sup> Este item baseia-se em Perron (1988, 1989 e 1993); Perron & Vogelsang (1990, 1992 a e b, 1993) e; Murro (1995).

raiz unitária para várias séries macroeconômicas quando leva-se em conta a quebra existente nos componentes deterministas. Os testes ADF apontam, em geral, que as séries de PIB devem possuir ordem de integração. Perron (1989) sugere que esta série pode ser descrita por um processo estacionário em torno de duas tendências deterministas, por exemplo.

Perron & Vogelsang (1992a) propõe um teste para detectar a presença de quebra no nível da série, fazendo uma aplicação a PPC. A evidência apresentada pelos testes ADF, em geral, é que as séries de taxa de câmbio real construídas para testar a PPC não apresentam comportamento reversível à média. Isto pode estar ocorrendo devido ao fato da PPC não ser válida no longo prazo, ou ao baixo poder dos testes ADF. Os autores demonstram que os testes ADF possuem baixo poder, com baixa probabilidade de rejeição da hipótese nula (presença de raiz unitária) quando o processo que gerou os dados é estacionário em torno de dois patamares distintos. Feita esta constatação propõe um procedimento que será descrito abaixo para testar a hipótese de raiz unitária contra a hipótese de um processo estacionário em torno de dois níveis distintos:

Modelo 1<sup>18</sup>:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \beta + \psi(L) (\varepsilon_t + \partial D(Tb)_t)$$

$$H_a: y_t = \mu + \beta t + \Phi(L) (\varepsilon_t + \theta DU_t)$$

na qual

$$DU_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < TB \\ 1 & \text{se } t \geq TB \end{cases}$$

$$D(Tb)_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t \neq TB \\ 1 & \text{se } t = TB \end{cases}$$

TB o ano de quebra no componente determinista do modelo.

Regressão:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad 3.16$$

$$H_0: \alpha = 1; \delta = 0; \theta \neq 0$$

$$H_a: |\alpha| < 1; \theta = 0; \delta \neq 0.$$

<sup>18</sup> O modelo que será descrito é denominado de IO (*Innovation Outlier Model*). Possui a vantagem de permitir um ajuste gradual ao novo nível da série.

Os erros do modelo são descrito por um processo ARMA (p,q) cujas raízes estão todas fora do círculo unitário por hipótese. Isto implica que o polinômio  $\psi(L)$  pode possuir ordem infinita. Para contornar este problema, os autores sugerem uma aproximação por um polinômio truncado de ordem k. Na estimação, k deve ter um valor suficientemente grande para evitar a omissão indevida de defasagens. A simplificação do modelo deve seguir algum critério de informação, ou avaliação das estatísticas F's.

O grande problema na estimação da regressão consiste que a data da quebra não é conhecida *a priori*. Perron sugere um procedimento para escolher-se endogenamente o instante da quebra. A regressão (3.16) deve ser estimada para todos os pontos no tempo nos quais existe possibilidade de quebra nos componentes deterministas do modelo. A escolha do momento de quebra dá-se pela maximização dos valores das estatísticas  $t_{\alpha=1}$ , e  $t_{\theta=0}$ . O autor fornece os valores críticos para ambos os procedimentos. Se os valores das duas estatísticas t's mencionadas forem significativas, rejeita-se a hipótese de raiz unitária em favor da hipótese de flutuações estacionárias em torno de dois níveis diferentes. Este resultado pode ser interpretado como evidência favorável a PPC.

### 3. 4 . 2. Análise Multivariada de co-integração proposta por Johansen

#### 3. 4. 2 . a. O modelo com variáveis I(1):

Suponha a seguinte representação VAR irrestrita de um modelo dada por (3.2) e reproduzida abaixo:

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad 3.17$$

na qual  $\varepsilon_t$  é um vetor de erros gaussianos com média zero e variância  $\Omega$ , e  $\mathbf{D}_t$  representa todas as variáveis deterministas do modelo (constante, tendência, binárias sazonais e de intervenção) e  $\mathbf{A}(L) = (\mathbf{I} - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k)$ .

Pela hipótese 1 todas as raízes do polinômio  $\mathbf{A}(L)$  estão fora do círculo unitário ou são unitárias. Se todas as variáveis possuírem ordem de integração um, pode-se induzir estacionaridade tomando a primeira diferença do modelo acima. A representação em primeira diferença é preferível, pois permite a realização de inferência.

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_t + \dots + \Gamma_k \Delta \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \pi \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad 3.18$$

na qual  $\Gamma_s = -[\Pi_{s+1} + \Pi_{s+2} + \dots + \Pi_k]$   $s = 1, \dots, k-1$  e;

$$\pi = -[\mathbf{I} - \Pi_1 + \dots + \Pi_k] = -\mathbf{A}(1)$$

Em (3.18), a dinâmica de curto prazo está representada pelas matrizes  $\Gamma_i$  ( $i=1, \dots, k$ ), enquanto a matriz  $\pi$ , sintetiza a relação de longo prazo existente entre as variáveis. Logo, pesquisar o posto desta última matriz, é essencial para pesquisar a ordem de integração e a existência de co-integração entre as variáveis. Denominando por  $r$  o posto de  $\pi$ , pode ocorrer as seguintes situações:

a) o posto de  $\pi$  é igual a zero. Neste caso, conclui-se que todas as variáveis possuem ordem de integração 1, e não existe co-integração. O modelo indicado é um VAR em primeira diferenças;

b) o posto de  $\pi$  é completo. Neste caso, todas as variáveis incluídas no modelo são estacionárias;

c)  $0 < r < p$ . Neste caso, o modelo de correção de erros é indicado. Existem  $k$  combinações lineares entre as variáveis que são estacionárias;

No terceiro caso, pode-se decompor a matriz  $\pi$  em duas outras matrizes ( $p \times r$ ) de posto  $r$  que obedecem a  $\pi = \alpha' \beta$ . A matriz  $\beta$  contém os vetores cointegrantes, e a matriz  $\alpha$ , contém os "pesos" com que estas relações entram no modelo em primeiras diferenças.

Johansen & Juselius (1992) e Johansen (1996) sugerem o seguinte procedimento para estimar a matriz  $\pi$  por verossimilhança. Denominando-se por  $Z_{2t} = (\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, D_t)$ . Regredi-se  $\Delta X_t$  e  $X_{t-1}$  contra  $Z_{2t}$ . Chamando de  $R_{0t}$  e  $R_{1t}$  os resíduos destas duas regressões, e de  $(S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}', i, j = 0, 1)$ , a matriz que reúne as covariâncias de tais resíduos, pode-se estimar a matriz  $\pi$ , regredindo  $R_{0t}$  contra  $R_{1t}$ . Isto é equivalente a maximizar a seguinte função de verossimilhança:

$$L = -(T/2) \ln |\Omega| - (1/2) \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t})' \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t}) \quad 3.19$$

A função de verossimilhança tem a forma da seguinte regressão:

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + v_t \quad 3.20$$

Os autores nas referências citadas demonstram que, impondo-se a seguinte normalização  $\beta' S_{11} \beta = \mathbf{I}$ , os autovetores do seguinte problema fornecem as estimativas de máxima verossimilhança de  $\beta$ :



$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad 3.21$$

Para um  $\beta$  conhecido,  $\alpha$  pode ser estimado pela seguinte regressão:

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \quad 3.22$$

Usando-se a normalização sugerida, obtêm-se:

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{01} \beta \quad 3.23$$

O valor da função de verossimilhança no ponto de máximo é dado por:

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^k (1 - \hat{\lambda}_i) \quad 3.24$$

na qual  $\hat{\lambda}_i$  representa os autovalores de (3.22) ordenados de forma decrescente e  $\hat{v}_i$ , representa os respectivos autovetores.

Quando  $r=p$ , têm-se o valor da verossimilhança para o modelo irrestrito. A matriz  $\pi$  com posto reduzido ( $r < p$ ), pode-se ser estimada tomando-se os autovetores correspondentes aos  $r$  maiores autovalores de (3.22). Em seguida roda-se a regressão (3.23).

Com base na função de verossimilhança (3.20), dois testes são propostos. O primeiro testa a hipótese de existência de existência de  $r$  contra, no máximo,  $n$  vetores cointegrantes. O segundo testa a hipótese da existência de  $r$  vetores cointegrantes.

A estatística de razão de verossimilhança para os dois testes são dadas abaixo. A primeira é conhecida como estatística do traço, e a segunda, como do máximo autovalor:

$$\eta_p = -T \sum_{i=n+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 3.25$$

$$\xi_p = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 3.26$$

A mesmas estatística podem ser corrigidas pelos graus de liberdade<sup>19</sup>:

$$\eta_p^2 = -(T - NM) \sum_{i=n+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 3.27$$

$$\xi_p^2 = -(T - NM) \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 3.28$$

em que  $NM$  representam o total de parâmetros estimados.

<sup>19</sup> Ver Hendry & Doornik (1994).

Johansen (1996), Johansen & Juselius (1992) derivam as distribuições assintóticas destas estatísticas, bem como tabulam os valores das mesmas, para os seguintes casos: a) modelo sem constante e sem tendência determinista; b) modelo com constante; c) modelo com tendência determinista.

3. 4. 2. a1. Teste de restrições lineares sobre os coeficientes dos vetores de co-integração ( $\beta$ ):

Uma vez determinado o posto da matriz  $\pi$ , pela análise das estatísticas (3.25) a (3.28), pode-se testar restrições adicionais sobre as matrizes  $\beta$ :

$$H_1: \beta = H_1 \varphi \quad H_1(p \times s), \varphi(s \times r), r \leq s \leq p \quad 3. 29$$

$$H_2: \beta = (H_2, \psi) \quad H_2(p \times r_1), \psi(s \times r_2), r = r_1 + r_2 \quad 3. 30$$

$$H_3: \beta = (H_3 \varphi, \psi) \quad H_3(p \times s), \varphi(s \times r_1), \psi(p \times r_2) \quad 3. 31$$

nas quais  $\varphi$  e  $\psi$  constituem-se em matrizes de parâmetros desconhecidos. No primeiro teste, impõe o mesmo tipo de restrição sobre todos os vetores de co-integração. Já no segundo caso, alguns vetores de co-integração são dados como conhecidos, enquanto os demais vetores não sofrem restrições. O terceiro teste engloba os dois primeiros. Johansen e Juselius (1992) derivam os testes de razão de verossimilhança para os três casos sob a hipótese que o posto da matriz  $\pi$  é conhecido.

3. 4. 2. a2. A Hipótese  $H_1: \beta_1 = H_1 \varphi$ :

No primeiro caso, substituindo (3.29) em (3.20), obtêm-se:

$$R_{ot} = \alpha \varphi' H_1' R_{kt} + v_t \quad 3. 32$$

De forma similar a (3.21), com a seguinte normalização  $V'H'S_{11}HV=I$ , pode-se obter as estimativas de  $\varphi'$  resolvendo-se o seguinte problema:

$$|\lambda H_1' S_{11} H_1 - H_1' S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} H_1| = 0 \quad 3. 33$$

Sejam  $\hat{\lambda}_1^* > \dots > \hat{\lambda}_r^* > 0$  os autovalores de (3.33), e  $V = (v_1, \dots, v_r)$ , os respectivos autovetores, têm-se que:

$$\varphi = V = (v_1, \dots, v_r), \text{ e, } \hat{\beta} = H \hat{\varphi}$$

Os demais parâmetros são estimados por uma regressão similar a (3.22) com  $\beta = \hat{\beta}$

A função de verossimilhança no ponto ótimo é dada por:

$$L_{\max}^{-2/T}(H_0) = |S_{\alpha 0}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i^*) \quad 3.34$$

A estatística do teste de razão de verossimilhança é dado por:

$$-2 \ln Q(H_0 | H(r)) = T \sum_{i=1}^r \ln \{ (1 - \tilde{\lambda}_i^*) / (1 - \hat{\lambda}_i) \} \quad 3.35$$

que possui distribuição assintótica  $\chi^2$  com  $r(p-s)$  graus de liberdade.

### 3. 4. 2. a3. A hipótese $H_2: \beta_2 = (H_2, \psi)$ :

Seja  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$ , na qual  $\alpha_1$  representa a matriz com os coeficientes ligados aos vetores restritos, e  $\alpha_2$ , aos vetores irrestritos, pode-se reescrever a equação (3.20), da seguinte forma:

$$R_{0t} = \alpha_1 H_2 R_{1t} + \alpha_2 \psi R_{1t} + v_t \quad 3.36$$

Regridindo-se  $R_0$  e  $R_1$  contra  $H_2 R_1$ , e denominando os respectivos resíduos por  $R_{0,h}$  e  $R_{1,h}$ , e por  $S_{ij,h} = T^{-1} R'_{i,h} R'_{j,h}$  a matriz de variância e covariâncias destes resíduos, pode-se obter a função de verossimilhança concentrada em relação aos vetores de co-integração conhecidos. Johansen & Juselius (1992) demonstram que as estimativas dos vetores restritos pode ser obtida resolvendo-se o seguinte problema:

$$|\lambda I - C' S_{10,h} S_{00,h}^{-1} S_{01,h} C| = 0 \quad 3.37$$

na qual  $C = (e_1 \dots e_{p-s}) \text{diag}(\mu_1^{-1/2}, \dots, \mu_{p-s}^{-1/2})$ ,  $\mu_s$  corresponde aos autovalores positivos da matriz  $S_{11,h}$ , e  $e_s$ , os correspondentes autovetores.

Obtêm-se a estimativa de  $\psi$  por:  $\hat{\psi} = C(\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_{p-r_1})$ . na qual  $\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_{p-r_1}$  representam os autovetores de (3.37). Estima-se os demais parâmetros ( $\alpha$ ) utilizando a regressão sugerida em (3.22) com  $\beta = \hat{\beta}_2 = (H_2, \hat{\psi})$ .

Estima-se os autovalores associados aos vetores de co-integração conhecidos resolvendo o seguinte problema:

$$|\rho H_3' S_{kk} H_3 - H_3' S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} H_3| = 0 \quad 3.38$$

$(\rho_1, \dots, \rho_{r_1})$  são os autovalores associados aos vetores de co-integração conhecidos.

A estatística de teste para a restrição é dada por:

$$-2 \ln Q(H_3 | H_1) = T \left[ \sum_{i=1}^{r_1} \ln(1 - \hat{\rho}_i) - \sum_{i=1}^s \ln(1 - \hat{\lambda}_i) - \sum_{i=1}^r \ln(1 - \tilde{\lambda}_i) \right] \quad 3.39$$

com distribuição  $\chi^2$  com  $(p-r)r_1$  graus de liberdade.

### 3. 4. 2. a4. A Hipótese $H_3: \beta_3 = (H_3\phi; \psi)$

Johansen & Juselius (1992) constróem um algoritmo para obter as estimativas de  $\alpha$  e  $\beta$  restritos. Derivam a função de verossimilhança para o modelo restrito e a estatística de razão de verossimilhança para testar a validade da restrição. A distribuição assintótica da estatística é  $\chi^2$  com  $[(p - s - r_2)r_1]$  graus de liberdade.

### 3. 4. 2. a5. Outros testes de restrições sobre $\alpha$ e $\beta$ : i

Pode-se impor uma restrição linear similar a (3.28) sobre os parâmetros que compõe a matriz  $\alpha$ . O teste está descrito em Johansen e Juselius (1992), e é reproduzido em Nakane (1994, pág. 55-56) e em Hendry e Doornik (1994). Pode-se testar se algumas das variáveis de um sistema podem ser consideradas exógenas fracas em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ). Hendry e Doornik (1994, cap. 11) descrevem testes em que é possível testar de forma conjunta a validade de restrições impostas sobre os parâmetros das matrizes  $\alpha$  e  $\beta$ .

### 3. 4. 2. b. O Modelo com variáveis $I(2)$ , e a $PPC_{absoluta}$ :

Reparametrizando-se o VAR em primeira diferenças (3.18), pode-se, chega-se ao modelo em segunda diferença:

$$\Delta^2 \mathbf{X}_t = \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Psi_i \Delta^2 \mathbf{X}_{t-i} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t \quad 3.40$$

$$\text{na qual } \Gamma = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i$$

Johansen (1992) propõe um procedimento em dois estágios para estimar os parâmetros do modelo em segunda diferença: a matriz  $\pi$  e  $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$ . Constrói um procedimento que permite avaliar qual o posto das referidas matrizes. Pelos teoremas 3.2. e 3.3., a avaliação do posto das matrizes  $\pi$  e  $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$  é essencial para inferir a ordem de integração das variáveis presentes no sistema. Se ambas as matrizes tiverem posto completo, o sistema conterá apenas variáveis com ordem zero de integração. Caso apenas a

matriz  $\pi$ , tenha posto reduzido, o sistema conterá variáveis I(1). Se ambas tiverem posto reduzido, o sistema conterá variáveis I(2) ou de ordem superior.

O primeiro estágio consiste em realizar um procedimento similar ao desenvolvido para a análise I(1). Definindo  $Z_t = (\Delta X_{t-1}, \Delta^2 X_{t-1}, \dots, \Delta^2 X_{t-k-2})$ , regride-se  $\Delta^2 X_t$  e  $X_{t-1}$  contra  $Z_t$ . Denominando-se os respectivos resíduos de  $R_{0t}$  e  $R_{1t}$ , e a matriz de variância e covariâncias dos mesmo por  $(S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}, i, j = 0, 1)$ , soluciona-se um problema de autovalor nos moldes de (3.21). Obtêm-se as estimativas de  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $r$ , e a estatística  $Q_r$ , similar a (3.25). As estimativas de  $\alpha$ ,  $\beta$  serão utilizadas na execução do segundo estágio da análise.

Multiplicando-se (3.40) por  $\alpha_{\perp}$  e usando o truque  $I = \bar{\beta}\beta' + \beta_{\perp}\bar{\beta}'_{\perp}$ , chega-se a:

$$\alpha_{\perp}' \Delta^2 X_t = \alpha_{\perp}' \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \alpha_{\perp}' \Gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \alpha_{\perp}' \varepsilon_t \quad 3.41$$

$$\alpha_{\perp}' \Delta^2 X_t = \alpha_{\perp}' \Gamma \bar{\beta} \beta' \Delta X_{t-1} + \alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp} \bar{\beta}'_{\perp} \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \alpha_{\perp}' \Gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \alpha_{\perp}' \varepsilon_t \quad 3.42$$

Johansen demonstrou que é possível estimar a matriz  $(\alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp} = \varphi' \eta)$  com o seguinte procedimento. Pode-se construir as variáveis  $(\alpha_{\perp}' \Delta^2 X_t; \beta' \Delta X_{t-1}$  e  $\bar{\beta}'_{\perp} \Delta X_{t-1})$  com base nas estimativas de  $\alpha, \beta$  e  $r$ . Resolve-se um problema similar a (3.21), em que  $S_{00}$  é matriz de variância e covariâncias dos resíduos das regressões de  $\alpha_{\perp}' \Delta^2 X_t$  em  $(\beta' \Delta X_{t-1}, \Delta^2 X_{t-1}, \dots, \Delta^2 X_{t-1})$ ;  $S_{11}$ , reúne a matriz de variância e covariância dos resíduos das regressões de  $\bar{\beta}'_{\perp} \Delta X_{t-1}$  em  $(\beta' \Delta X_{t-1}, \Delta^2 X_{t-1}, \dots, \Delta^2 X_{t-1})$ , novamente.  $S_{10}$  e  $S_{01}$ , contém o produto cruzado dos resíduos<sup>20</sup>.

O procedimento deve ser repetido para todos os valores de  $r$  possíveis. Johansen propõe a construção de uma estatística similar a do traço para testar que a hipótese a matriz  $\varphi' \eta$  têm posto reduzido  $s$  contra o posto completo  $r$ .

<sup>20</sup> Caso  $D_t$  em (3.39) contenha uma constante, se esta entrar irrestrita na análise, estará aberta a possibilidade de uma tendência quadrática em nível. Para evitar isto, a constante deve entrar restrita no segundo estágio. Paroulo (1994) analisa o caso em que permite-se a existência de uma tendência quadrática em nível.

$$Q_{r,s} = -2 \ln Q(H_{r,s}|H_r^0) = -T \sum_{i=1}^{p-r} \ln(1 - \hat{\rho}_i) \quad (s=0, 1, \dots, p-r-1) \quad 3.43$$

na qual  $\hat{\rho}_i$  representa os autovalores que solucionam o problema sugerido no parágrafo anterior.

O procedimento consiste em analisar as estatísticas  $Q_r$  e  $Q_{r,s}$ . A observação conjunta das estatísticas deve apontar que posto  $s$  da matriz  $\phi'\eta$ , deve ser igual a  $p-r$ . Se  $s < p-r$ , existe evidência de variáveis  $I(2)$  no sistema. Johansen (1992, 1996) demonstra que a probabilidade de concluir que o posto da matriz  $\pi$  é maior que o verdadeiro e que o posto da matriz  $\xi\eta'$  é menor que o verdadeiro quando não há variáveis  $I(2)$  no sistema tende a zero assintoticamente. E quando existir variáveis  $I(2)$ , o procedimento aceitará a hipótese de nenhum componente  $I(2)$  no sistema com baixa probabilidade. Com a execução deste teste formal, pode-se ter um maior grau de segurança que variáveis com ordem de integração superior a um não estão presentes nos sistemas estimados. Este teste não será aplicado neste trabalho.

Utilizando o teste formal apresentado acima, Juselius (1995) testa a PPC absoluta e PTJD seguindo a seguinte estratégia: a) estima-se o sistema com as variáveis em nível; b) aplica-se o teste para detectar a presença de variáveis  $I(2)$  no sistema; c) caso a hipótese da presença de variáveis  $I(2)$  no sistema tenha sido rejeitada, testa-se a validade da PPC e PTJD com base nos procedimentos descritos nas seções 3.4.2.a1. a 3.4.2.a5.; d) caso exista evidência de variáveis  $I(2)$  no sistema, busca-se uma reparametrização do modelo inicial que traga o sistema para o “mundo”  $I(1)$ , testando a validade da mesma; e) estima-se o sistema transformado, checando a presença de variáveis  $I(2)$ . Caso ainda exista evidência da presença de variáveis  $I(2)$ , volta-se ao passo d). Caso a evidência de componente  $I(2)$  no sistema tenha sido eliminada, realiza-se o passo c).

A estratégia a ser seguida neste trabalho é similar a proposta por Juselius (1995). A diferença reside no fato que não será realizado o teste formal para detectar a presença de variáveis com ordem dois de integração no sistema: Torna-se necessário a proposição de um procedimento alternativo. Antes de discuti-lo é preciso apresentar uma reparametrização do modelo representado por (3.17).

Todo processo VAR (vetor autoregressivo) de ordem  $k$ , pode ser reescrito como um VAR de ordem 1. Definindo:

$$Y_t = \begin{bmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-k} \end{bmatrix}_{(np \times 1)}; F = \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 & \Pi_3 & \dots & \Pi_k \\ I & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & I & 0 \end{bmatrix}_{(np \times np)}; v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{(np \times 1)}$$

é possível, a partir de (3.15), chegar a:

$$Y_t = FY_{t-1} + v_t \quad 3.44$$

$$\text{em que } E(v_t v_\tau^t) = \begin{cases} Q \text{ para } t = \tau \\ 0 \text{ para } t \neq \tau \end{cases} \text{ e;}$$

$$Q_{(np \times np)} = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

A partir de (3.43), pode-se chegar a:

$$Y_t = v_t + Fv_{t-1} + F^2v_{t-2} + \dots + F^{t-1}v_{t-t+1} + F^t Y_{t-t} \quad 3.45$$

Se os autovalores da matriz F estiverem dentro do círculo unitário, o processo  $Y_t$  será estacionário em covariâncias. Hamilton (1995, págs. 259, 285-86) demonstra que os autovalores da matriz F satisfazem a:

$$|I_p \lambda^k - \Pi_1 \lambda^{k-1} - \Pi_2 \lambda^{k-2} - \dots - \Pi_k| = 0 \quad 3.46$$

De forma equivalente, o processo  $Y_t$  é estacionário em covariância se as raízes de (3.46) estiverem fora do círculo unitário:

$$|I_p - \Pi_1 z - \Pi_2 z^2 - \dots - \Pi_k z^k| = 0 \quad 3.47, \text{ ou,}$$

$$|A(1)| \neq 0 \quad 3.48$$

O número de autovalores iguais a unidade da matriz F, pelo exposto acima, será igual ao número de raízes unitárias presentes no processo  $X_t$ . Pela hipótese 1, a matriz F não conterá autovalores fora do círculo unitário. A partir dos resultados dos corolários 3.2.1 e 3.3.1, caso um processo autoregressivo  $X_t$  seja I(0), a matriz F conterá nenhum autovalor unitário. Caso o processo seja I(1), haverá p-r autovalores unitários (r < p). Caso o processo seja integrado de ordem 2 haverá um número de autovalores unitários maior que p-r e menor que 2(p-r)-s.

Nos sistemas estimados observar-se-á os seguintes pontos para avaliar se existem variáveis  $I(2)$ : a) os autovalores da matriz  $F$  estão de acordo com os valores esperados para um sistema com variáveis com ordem um de integração apenas; b) os vetores cointegrantes significativos no sistema estimado têm claro padrão de estacionaridade. Se não tiverem, mas os vetores  $\beta'R_{1t}$  correspondentes, tiverem um padrão mais próximo do estacionário, isto será interpretado como evidência forte de variáveis com ordem de integração dois.

Por fim, Johansen (1996) e Juselius (1995) sugerem que pode-se testar hipóteses sobre os componentes da matriz  $\alpha$  e  $\beta$  a partir dos testes descritos nas seções 3.4.2.a1. a 3.4.2.a5.. A distribuição assintótica das estatísticas de teste de restrições lineares sobre  $\alpha$  e  $\beta$  continua sendo qui-quadrada, mesmo que existam variáveis integradas de ordem dois no sistema. Desta forma os testes descritos na seções 3.3.2.a1 a 3.3.2.a3 podem ser utilizados. A alteração que ocorre é no significado das restrições. Por exemplo,  $\beta'X_t$  não será mais estacionário necessariamente.

## **Capítulo 4: Apresentação dos resultados dos testes econométricos realizados para avaliar a validade da PPC na sua forma absoluta e relativa**

O objetivo deste capítulo consiste em apresentar os resultados dos testes aplicados a dados brasileiros para avaliar a validade da PPC na versão absoluta e relativa e da PTJ para dados brasileiros. Aplica-se os testes de raiz unitária desenvolvidos por Dickey Fuller, e o teste para detectar quebra nos componentes deterministas as séries da PPC. Aplica-se também a metodologia desenvolvida por Johansen para avaliar a existência de co-integração entre as séries de câmbio nominal, nível de preços interno e externo e taxa de juros interna e externa. O principal problema enfrentado na análise é que algumas das séries utilizadas possuem ordem dois de integração.

### **4. 1. Descrição dos dados Utilizados:**

Levantou-se dados de taxa de câmbio nominal, nível de preços, taxa de juros interna e externa. Os dados são trimestrais e a amostra utilizada no presente trabalho compreende o período entre o primeiro trimestre de 1980 e o segundo trimestre de 1994 que marca a introdução do Real como nova moeda nacional. Apesar de existir dados disponíveis para o período posterior ao Real, optou-se por não incorporá-los ao trabalho devidos a existência de evidência de estrutura estocástica distinta para os dados pós-Real comparativamente aos do período anterior. As fontes de dados utilizadas neste trabalho são muito semelhantes às utilizadas por Rossi (1996). O período amostral é idêntico, e a frequência dos dados, distinta. Rossi utiliza dados mensais. A utilização de dados trimestrais é preferível pois o objetivo do trabalho consiste pesquisar a existência de uma relação de longo prazo. Dados de menor frequência possuem menor nível de “sujeira”, tornando a percepção de uma relação de longo prazo algo mais fácil. Zini & Cati (1993) adotam uma estratégia correta ao tentarem trabalhar com uma série longa e anual para testar a PPC.

Considera-se, em geral, o índice de preços no atacado como sendo *proxy* para a evolução do nível de preço dos bens internacionais e, os índices de preços ao consumidor como sendo boa *proxy* para o nível de preços dos bens domésticos. O critério para a escolha é o de predominância. Os índices de preços ao consumidor contém uma grande proporção de bens domésticos. Já nos índices de preços no atacado a predominância é bens

internacionais. Isto deve-se ao fato dos domésticos, em geral, (serviços de barbeiros, aluguéis, plano de saúde, etc), não possuírem preços no atacado. Os bens domésticos compõem em grande proporção na cesta de consumo das famílias, fazendo com que estes entrem em maior peso no cálculo de índices de preços ao consumidor.

A existência de bens domésticos e internacionais torna mais provável a aceitação da PPC em testes que utilizem índices de preços no atacado, e menos provável, em testes que utilizem índices de preços ao consumidor como proxy para a evolução dos preços dos bens. Os testes da PPC devem utilizar em ambos os países índices de preços no atacado, ou índices de preços ao consumidor, e não índice de preços no atacado em um país e índice de preços ao consumidor em outro país. Se, por exemplo, um autor construir uma série de taxa de câmbio real utilizando uma série de taxa de câmbio nominal, um índice de preços no atacado de um parceiro comercial importante brasileiro (EUA), e um índice de preços ao consumidor brasileiro, estará medindo a relação existente entre os preços dos bens internacionais e dos bens domésticos brasileiros, e não a PPC. Ver Pastore & Pinotti (1995) sobre este ponto.

As séries de preços no atacado levantadas compreendem o período entre 1969:1 a 1996:4. Utilizou-se para o Brasil o índice de preços no atacado calculada pela Fundação Getúlio Vargas. A série original é mensal. Na construção da série trimestral optou-se por trabalhar com o nível de preços prevalecente no último mês de cada trimestre. As razões para isto ficarão mais claras adiante. Como *proxy* para a evolução dos preços dos bens internacionais, utilizou-se a série de preços no atacado dos EUA publicada pelo *International Financial Statistics* (IFS), órgão ligado ao FMI. Utilizou-se, também, o nível de preços prevalecente no mês final de cada trimestre para a construção da série trimestral.

A série de Índice de preços ao consumidor brasileiro utilizada no trabalho é a calculada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo (FIPE-USP). Os dados utilizados foram coletados na *HomePage* da instituição na Internet. A série “bruta” está na forma de variação percentual mensal do nível de preços. Utilizou-se o primeiro mês da série como sendo base e, tendo valor igual a cem. O nível de preços foi recuperado, capitalizando-se os níveis de preços segundo a taxa de inflação:  $NP_t = NP_{t-1} * (1 + \pi_{vt-1})$ . A série trimestral foi construída utilizando-se o nível de preços no final do trimestre. Como *proxy* do nível de preços externo, utilizou-se a série de índice de preços ao

consumidor americano presente no IFS. O período das séries de preços ao consumidor compreende 1964:1 a 1994:4

Existe uma controvérsia sobre qual a melhor forma de construir uma série de taxa de câmbio nominal para testar a PPC. Pode-se escolher entre duas opções basicamente. A primeira consiste em calcular a média aritmética das cotações de todos os dias do período. A segunda opção consiste em utilizar a taxa de câmbio prevalecente no último dia útil do trimestre. Optou-se pela segunda forma. Os motivos dessa escolha são os seguintes. Em primeiro lugar a grande instabilidade inflacionária da economia brasileira faz com que o número obtido pelo cálculo da taxa de câmbio nominal média tenha pouco sentido econômico. Em contexto de baixa instabilidade cambial e inflacionária, a média da taxa de câmbio nominal deve representar o nível da taxa de câmbio prevalecente no meio período. Comparando-se o nível médio da taxa de câmbio nominal prevalecentes nos período  $t$  e  $t-1$ , têm-se uma medida de quanto variou a taxa de câmbio entre o período que compreende a metade do trimestre  $t$  e a metade do trimestre  $t-1$ . Flutuações bruscas da taxa de câmbio nominal fazem com que tal comparação perca sentido. O mesmo vale para os índices de nível de preços. Freadas ou acelerações bruscas da inflação causam grandes distorções nos índices que calculam a inflação. Na introdução do plano real precisou-se alguns meses para que os índices de inflação passassem a refletir a inflação verdadeira, livre dos efeitos que a parada brusca de inflação tem sobre a comparação de médias.

Quando utiliza-se a taxa de câmbio prevalecente no último dia período têm-se maior confiança do significado do dado coletado. Comparando-se o câmbio nominal no final do período  $t$  com o prevalecente no final do período  $t-1$ , obtêm-se um número com significado preciso: a variação da taxa de câmbio nominal entre os finais dos períodos. O mesmo argumento vale para os índices de preços. Um segundo argumento em favor da utilização das séries com dados no fim do período consiste em poder-se avaliar a aderência empírica da PTJD de forma mais precisa. A PTJD afirma que o diferencial de juros externo e interno deve ser igual a valorização esperada da taxa de câmbio nominal da moeda nacional em determinado período. Utilizando-se dados de câmbio nominal no final do período, pode-se testar tal relação com maior precisão.

A coleta de dados de taxa de juros nacional mostrou-se problemática. A relação da PTJD deve valer para títulos com mesmo prazos e risco. Não deve-se esperar que a taxa de

juros paga por um título de longa maturação iguale a remuneração de um título de curto prazo, mesmo supondo que as pessoas associem o mesmo nível de risco a ambos os títulos. O longo período que o Brasil conviveu com altas taxas de inflação inibiu a ofertas de títulos de prazos mais longos. A exacerbação do processo inflacionário fez com os agentes substituíssem títulos de prazos mais longos por de períodos mais curtos. Não é possível, por exemplo, construir uma série com tamanho razoável que compare a remuneração de um título de 3 meses negociado no mercado brasileiro contratado no início do período, com um similar estrangeiro. Johansen e Juselius (1992), ao testarem a PPC e PTJD, utilizam a remuneração de um título de 3 meses negociado no início do período no Reino Unido, com um similar americano.

A forma encontrada para contornar o problema consistiu em utilizar a série de taxa de juros construída pelo *International Financial Statistics* para o Brasil. A metodologia utilizada pela referida instituição pode ser resumida da seguinte forma. Até dezembro de 1982, capitalizou-se as taxas diárias pelas quais Banco Central negociava empréstimos de liquidez aos bancos comerciais. De janeiro de 1983 em diante, capitalizou-se as taxas diárias praticadas pelo Banco Central na recompra de títulos federais. O período amostral compreende o primeiro trimestre de 1980 a 1994:2.

A série de taxa de juros internacional utilizada é a evolução da Prime rate americana. Obteve-se os dados no IFS. Estes dados possuem um inconveniente. Consistem na média aritmética das taxas de juros pagas pelos títulos negociados em cada dia do período, e não a remuneração dos mesmos no início do período. O ideal seria realizar o trabalho com dados do segundo tipo. Entretanto estes não estavam disponíveis nas fontes de dados às quais o autor deste trabalho teve acesso. Não está claro a distorção que tal fato pode causar.

Construiu-se também a série do prêmio do dólar no paralelo no período. A fonte dos dados é a publicação da *Séries Históricas do Dólar Paralelo*, publicado pela ANDIMA. Tomou-se a taxa de câmbio nominal que vigorou no mercado paralelo no último dia do período. Dividiu-se o valor do dólar no paralelo do último dia útil do trimestre do período  $t$  pelo valor do dólar paralelo no último dia do trimestre anterior ( $t-1$ ). Com isto obteve-se o retorno pago pelo ativo dólar paralelo no período. Esta variável será utilizada no presente trabalho como *proxy* para a instabilidade macroeconômica no período utilizado. Coletou-se

também dados mensais sobre a evolução dos preços do barril petróleo em Rotterdam. Obteve-se a série trimestral calculando a média aritmética dos dados mensais de cada trimestre. Os dados foram coletado no IPEA-RJ.

Construiu-se a variável logaritmo do câmbio deflacionado pelo preços no atacado brasileiro ( $c/p_{ipa}$ ). Esta consiste na diferença entre o logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal, e o logaritmo do nível de preços brasileiros. A série de PPC foi construída extraíndo-se o logaritmo do nível de preços externos convertidos em reais deflacionado pelo índice de preços brasileiros.

#### 4.2. Análise Univariada dos Dados:

O primeiro passo da análise dos dados consiste na inspeção gráfica das séries utilizadas no trabalho. Os gráficos abaixo contém as séries em nível, em primeira diferença, e em segunda diferença para alguns casos. Extraiu-se o logaritmo neperiano de todas as séries.

A Figura 11 mostra as variáveis câmbio nominal brasileiro e nível de preços brasileiro no atacado, e as respectivas primeira e segunda diferenças. Ambas as séries em nível apresentam uma clara tendência de crescimento. O gráfico da primeira diferença da séries não parece ser estacionário. Somente os gráficos da segunda diferença das variáveis apresentam um claro aspecto de estacionaridade. Numa primeira aproximação deve-se tomar duas diferenças para induzir estacionaridade. A segunda diferença das séries apresentam a partir de meados de 1986 (introdução do Cruzado) até o final da amostra um aumento de volatilidade que está ligado a instabilidade macroeconômica verificada no período.

Na Figura 13 apresenta-se a série de nível de preços ao consumidor brasileiro e americano e, a primeira e segunda diferença das mesmas. Parecem ser necessárias duas diferenças para a indução de estacionaridade. A série IPC fipe apresenta um aumento de volatilidade entre o período da implementação do Plano Cruzado até o final da amostra. Na Figura 12 apresenta-se os gráficos do nível de preços americano no atacado e sua primeira diferença. O nível de preços americano apresenta uma tendência de crescimento, mas a primeira diferença parece ser estacionária. Não parece existir alteração no nível de volatilidade.

Existe controvérsia na literatura sobre a ordem de integração das variáveis nível de preços - seja ao consumidor ou no atacado. Isto tem implicação direta para o analista que deseja testar a paridade do poder de compra utilizando a metodologia multivariada proposta por Johansen (1988). A hipótese básica é que todas as variáveis possuem ordem 1 de integração. Entretanto, as variáveis nível de preços, taxa de câmbio nominal, em muitos casos, parece ser melhor representada por um processo que contenha duas raízes unitárias. As séries de nível de preços e taxa de câmbio nominal brasileiras, segundo vários estudos empíricos realizados para períodos distintos, parece ser melhor representada por um processo que contenha duas raízes unitárias. Duarte & Pereira (1991), Zini & Cati (1993), Rossi (1996), obtiveram resultados nessa direção. Já Nakane (1994) obteve que o nível de preços possui ordem de integração 1 pelos testes ADF, e ordem 2 de integração pelo teste de raiz unitária com correção não paramétrica proposto por Phillips-Perron.

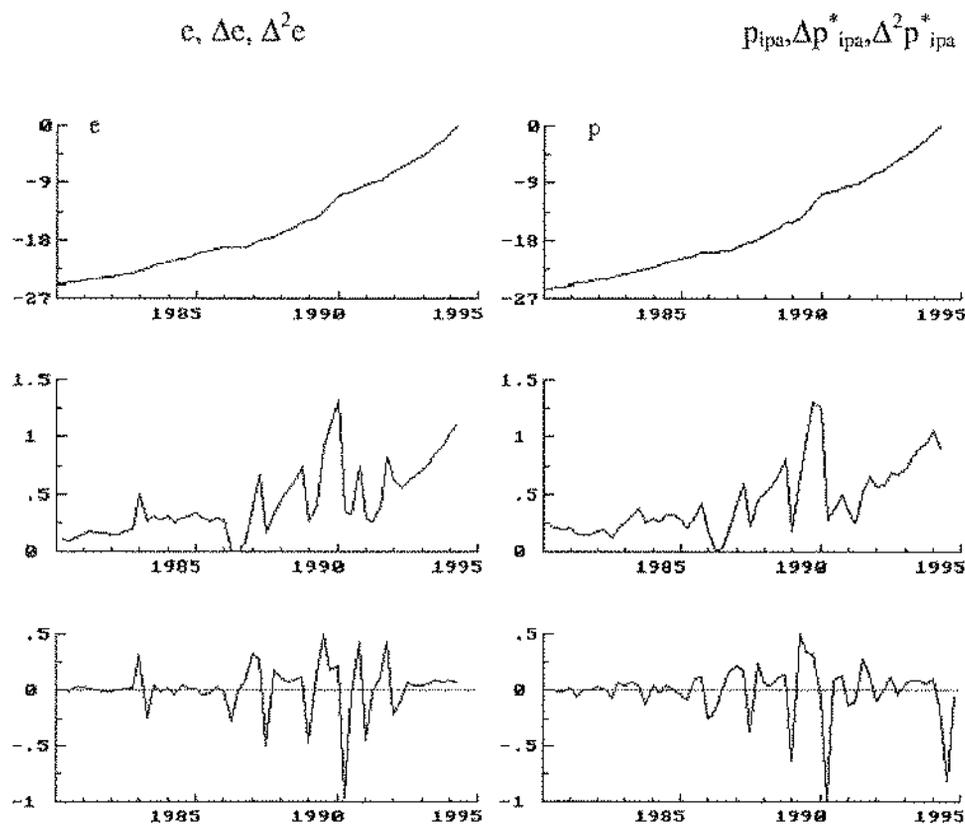
A Figura 14 mostra a evolução das variáveis taxa de juros brasileira e internacional, e das respectivas diferenças. A taxa de câmbio nominal apresenta uma tendência de crescimento consistente com o período de alta inflação prevalecente em todo o período amostral utilizado. A primeira diferença da taxa de juros nominal brasileira apresenta um comportamento que deve ser estacionário. Existe um aumento da volatilidade da série em primeira diferença da taxa de juros nominal brasileira após início de 1986.

A taxa de juros nominal americana apresenta uma tendência de queda em nível. A primeira diferença deve ser estacionária. Existe um maior grau de volatilidade no início da amostra que deve estar ligada aos eventos da política monetária americana no início da década de oitenta.

Na Figura 15 mostra-se os gráficos das séries prêmio do dólar no paralelo, câmbio nominal deflacionado, e câmbio real (PPC). Todas as séries parecem possuir ordem 1 de integração. Os gráficos das primeiras diferenças parecem com de variáveis estacionárias. A Figura 16 contém o gráfico da evolução dos preços do petróleo. A série caracteriza-se por dois patamares distintos. No início da amostra o nível que prevalece é o mais alto consequência do segundo choque do petróleo. A partir de 86 há uma forte queda no patamar da variável, representando um "choque externo positivo" para países importadores líquidos de petróleo como o Brasil. No ano de 1990 existe um "solução" da série para cima que está ligado aos eventos da invasão do Kuwait pelo Iraque e a Guerra do Golfo. A

volatilidade da série parece aumentar no período pós-86.<sup>21</sup> A Figura 16 também mostra a evolução da PPC calculada a partir do índice de preços ao consumidor.

Figura 11: Taxa de câmbio nominal, nível de preços brasileiro, e as respectivas primeira e segunda diferença



<sup>21</sup> Uma breve descrição dos principais eventos que afetaram as cotações do petróleo nos mercados internacionais da década de setenta até a atualidade pode ser encontrada em Scherer (1994).

Figura 12: Nível de preços americano e sua primeira diferença

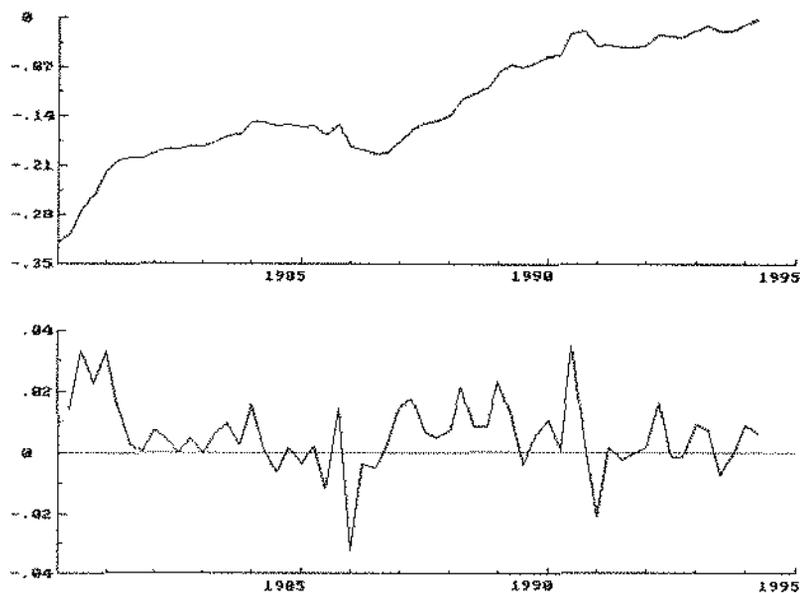


Figura 13: Nível de preços ao consumidor brasileiro e americano e, as respectivas primeira e segunda diferenças

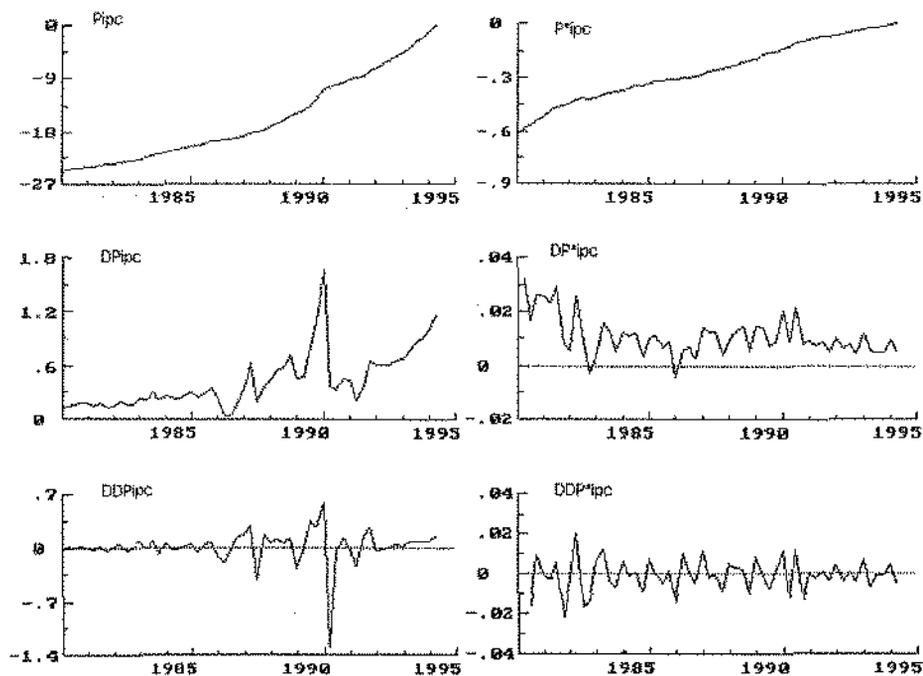


Figura 14: Taxa de juros brasileira e americana e as respectivas primeiras diferenças

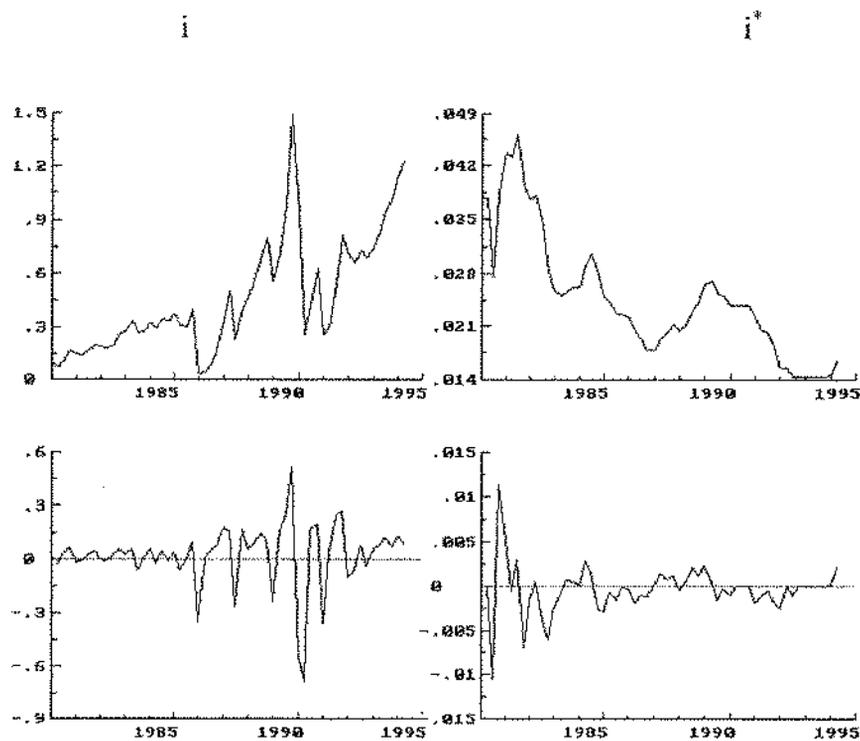


Figura 15 Prêmio do dólar paralelo, câmbio deflacionado ( $e/p_{ipa}$ ), PPC, e as respectivas primeira diferença

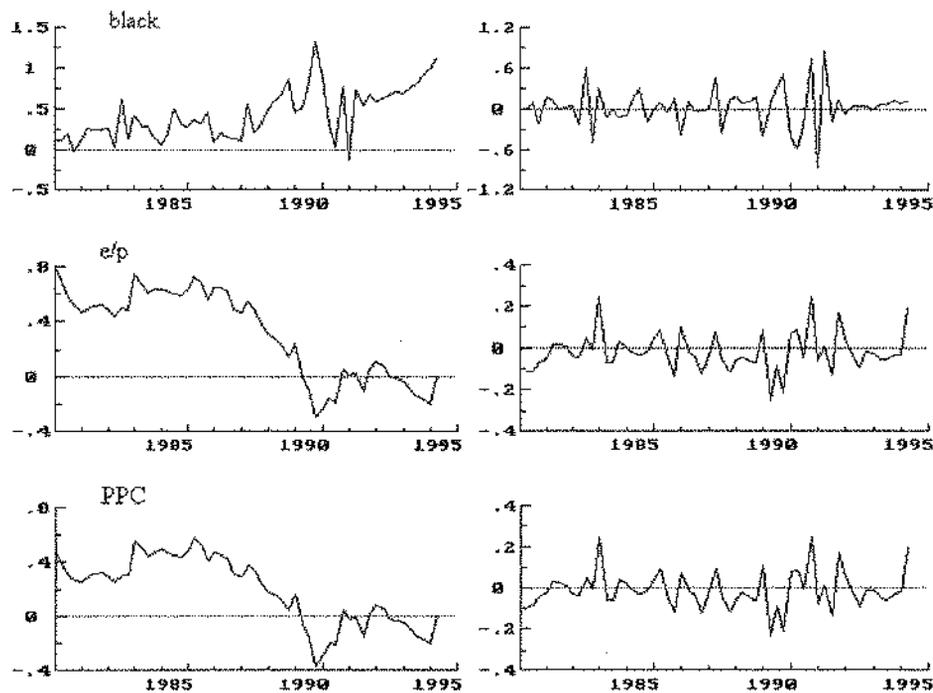
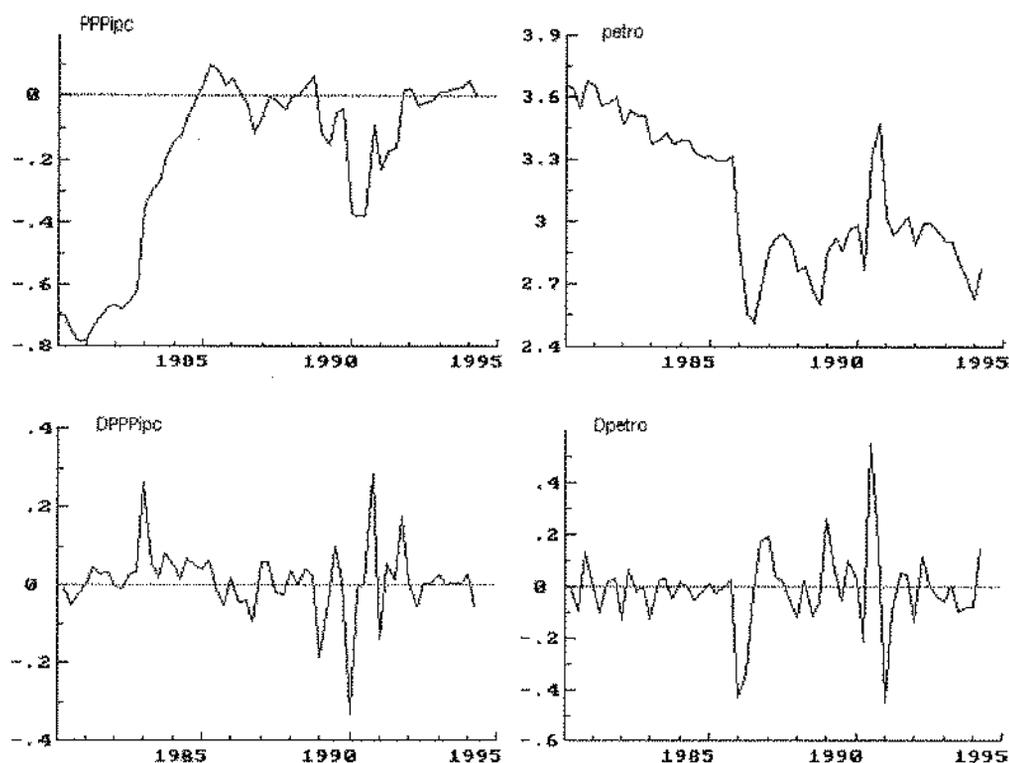


Figura 16:  $PPC_{ipc}$ , Petro e, as respectivas primeiras diferenças



#### 4.2.1. Teste de Raiz Unitária para as séries utilizadas no trabalho:

Executou-se os testes ADF para as séries em nível e para a primeira diferença. O procedimento utilizado na execução destes testes segue o descrito no item 3.3.1.a.. Os resultados são apresentados nas Tabelas 1 e 2, e podem se resumidos em: a) Séries  $I(2)$  - nenhuma; b) Séries  $I(1)$  -  $e$ ,  $p_{ipa}$ ,  $p_{ipc}$ ,  $p^*_{ipa}$ ,  $p^*_{ipc}$ ,  $i$ ,  $i^*$ ,  $(e-p)_{ipa}$ , petro e; c) Série  $I(0)$  - black.

Alguns resultados obtidos são pouco intuitivos. A observação do gráfico do prêmio do dólar paralelo e da primeira diferença da taxa de câmbio nominal brasileira, do nível preços no atacado e ao consumidor brasileiro mostram que estas séries dificilmente podem ser bem descritas por um processo estacionário. Os testes ADF são derivados sob a hipótese de normalidade nos resíduos. A observação da estatística de Jacque-Bera indica que a hipótese de normalidade é violada para grande parte das equações estimadas. Isto pode estar distorcendo os resultados que devem ser tomados com a devida cautela.

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária o nível e a primeira diferença das séries.

	e	$\Delta e$	$P_{ipa}$	$\Delta P_{ipa}$	$P_{ipc}$	$\Delta P_{ipc}$	$P_{ipn}$	$\Delta P_{ipn}$	$P_{ipc}$	$\Delta P_{ipc}$
k	C,T	C,T	C,T	C	C,T	C,T	C,T	C,T	C,T	C,T
Amostra	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:1- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	81:1- 94:2	80:3- 94:2
$t(\rho_{C,T})$	0.498	-4.29**	-0.045	-3.91*	0.388	-4.051	-2.563	-6.37**	-3.134	-5.62**
$t(\rho_C)$	n.c.	n.c.	n.c.	-2.412	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.
$\phi_3$	5.7622	9.31**	4.2675	7.69*	5.178	8.322*	4.4406	20.56**	5.0546	10.72**
$\phi_2$	6.10*	n.c.	4.8143 <sup>a</sup>	5.232*	5.46*	5.736*	7.61**	n.c.	5.468*	n.c.
$\phi_1$	n.c.	n.c.	n.c.	3.045	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.
AR1-4	0.44	0.31	0.64	0.52	0.174	0.1661	1.95	0.26	0.5945	0.945
Distrib. (Nível Descritivo)	F(4, 46) [0.777]	F(4, 47) [0.723]	F(4, 47) [0.639]	F(4, 47) [0.517]	F(4,46) [0.95]	F(4,47) [0.955]	F(4, 47) [0.117]	F(4, 47) [0.901]	F(4,41) [0.668]	F(4,46) [0.45]
Normalidade	5.8823	5.41	14.945	12.82	50.19	51.048	25.762	24.82	2.337	6.705
Distribuição (Nível Descritivo)	$\chi^2(2)$ [0.053]	$\chi^2(2)$ [0.07]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.002]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.31]	$\chi^2(2)$ [0.035]

C – constante; T – tendência; k - o número de defasagens;

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária o nível e a primeira diferença das séries

	I	$\Delta I$	$I^*$	$\Delta I^*$	Black	$\Delta black$	e-p	$\Delta e-p$	petro	$\Delta petro$
k	C	C,T	C	C	C,T	C,T	N	C,T	C,T	C,T
Amostra	81:3- 94:2	80:4- 94:2	81:3- 94:2	81:3- 94:2	80:2- 94:2	80:3- 94:2	80:2- 94:2	80:3- 94:2	81:1- 94:2	81:2- 94:2
$t(\rho_{C,T})$	-3.64*	-7.39**	-3.592*	-2.88	-5.697**	-12.32**	-1.889	-7.594**	-2.232	-4.93**
$t(\rho_C)$	-1.63	n.c.	-2.996*	-2.68**	n.c.	n.c.	-1.294	n.c.	-1.762	n.c.
$t(\rho)$	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	-1.885			
$\phi_3$	6.83*	27.31* *	7.532*	4.498	16.32**	75.93**	1.85	28.87**	2.605	12.17**
$\phi_2$	4.82	n.c.	5.599*	2.999	n.c.	n.c.	1.68	n.c.	2.042	n.c.
$\phi_1$	5.28*	n.c.	5.277*	3.599	n.c.	n.c.	1.51	n.c.	1.999	n.c.
AR1-4	2.01	0.91	1.3101	2.43	0.44	1.61	0.47097	0.47	1.1094	0.4977
Distribuição (Nível Descritivo)	F(4,46) [0.11]	F(4, 44) [0.464]	F(4,38) [0.284]	F(4,38) [0.064]	F(4, 47) [0.78]	F(4,46) [0.189]	F(4,47) [0.757]	F(4,46) [0.754]	F(4, 42) [0.365]	F(4, 40) [0.738]
Normalidade	7.284	25.84	5.684	9.265	9.05	10.27	8.19 7.99	8.64	27.29	25.78
Distribuição (Nível Descritivo)	$\chi^2(2)$ [0.03]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.058]	$\chi^2(2)$ [0.0097]	$\chi^2(2)$ [0.011]	$\chi^2(2)$ [0.006]	$\chi^2(2)$ [0.017]	$\chi^2(2)$ [0.013]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]

N- sem constante e tendência; C – constante e; T – tendência.

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

#### 4.2.2. Testes Univariados da PPC absoluta e relativa

##### Dickey-Fuller Aumentado

Aplicou-se o teste ADF para as séries de PPC relativa e absoluta calculadas com base no IPA e no IPC. Nos dois casos realizou-se o teste para uma mais amostra longa, e uma para uma sub amostra. A amostra completa no caso da PPC construída com base nos IPC's compreende o período 1964:1-1996:4. Já para a série construída com base nos IPA's, a amostra cobre o período 1969:2-1996:4. Testou-se também a presença de raiz unitária nas séries de PPC para o período amostral de 1980:1 a 1994:2. Os resultados são apresentados na Tabela 3, e podem ser resumidos em: a) rejeita-se a hipótese de raiz unitária para a primeira diferença das séries de PPC construídas com base em índices de preços no atacado ou ao consumidor para os dois períodos amostrais propostos, fato que pode ser interpretado como evidência em favor da PPC relativa; b) a hipótese de raiz unitária para a série em nível, só é rejeitada para  $PPC_{ipc}$  no período amostral de 1980:1-1994:2. Nos demais casos, a hipótese nula (presença de raiz unitária não é rejeitada).

O resultado a) é amplamente encontrado na literatura. Já a rejeição de raiz unitária para a série em nível pelo teste ADF é algo surpreendente em princípio. Este teste têm baixo poder para rejeitar a hipótese nula quando a hipótese alternativa é um processo autoregressivo estacionário com raízes muito próximas do círculo unitário. Se a série de PPC absoluta for estacionária, deve estar neste caso. A observação da série da  $PPC_{ipc}$  mostra que, para o período amostral considerado, talvez, a série possa ser bem descrita por um processo autoregressivo estacionário. Já para o período completo, isto não vale (Ver Figura 17). Deve-se também ressaltar que a hipótese de normalidade nos resíduos nas regressões estimadas é fortemente violada. As conclusões obtidas devem ser tomadas com a devida cautela.

Figura 17: Gráfico da  $PPC_{ipc}$  e sua primeira diferença: 1964:1 a 1996:4

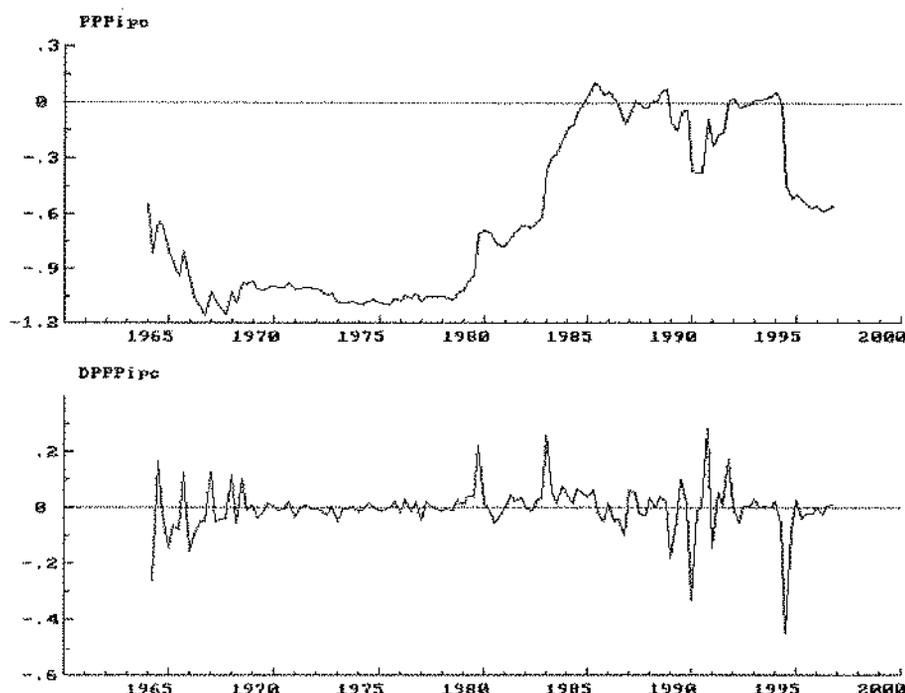


Tabela 3: Testes de raiz unitária para as séries da  $PPC_{absoluta}$  e  $PPC_{relativa}$ .

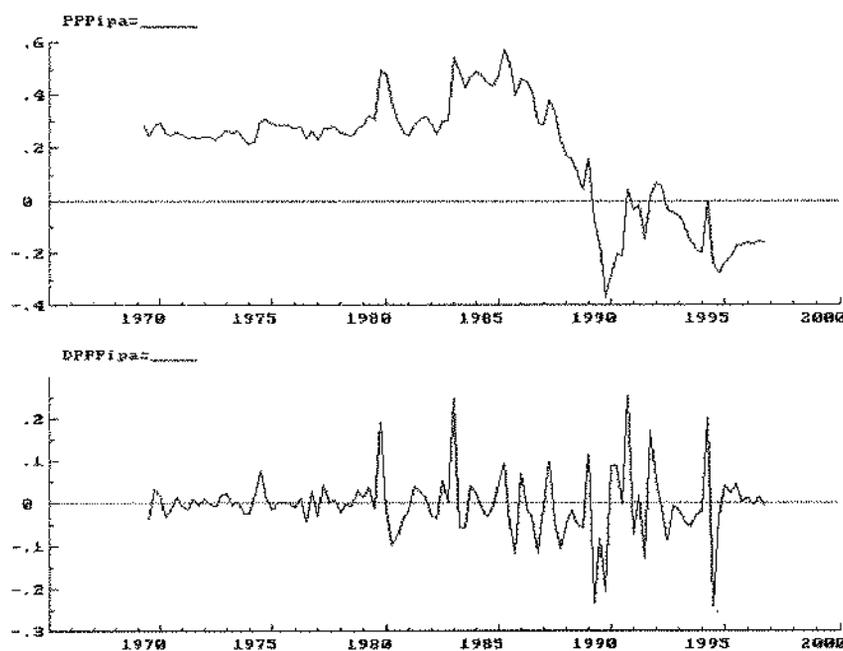
	$PPC_{ipa}$	$\Delta PPC_{ipa}$	$PPC_{ipa}$	$\Delta PPC_{ipa}$	$PPC_{ipc}$	$\Delta PPC_{ipc}$	$PPC_{ipc}$	$\Delta PPC_{ipc}$
	N	C,T	N	C,T	N	C,T	N	N
k	0	0	0	0	4	3	4	3
Amostra	69:3-96:4	69:3-96:4	80:2-94:2	80:3-94:2	65:2-96:4	65:2-96:4	81:2-94:2	81:2-94:2
$t(\rho_{C,T})$	-2.206	-11.65**	-1.993	-7.631**	-1.65	-4.70**	-2.22	-2.89
$t(\rho_C)$	-1.381	n.c.	-1.390	n.c.	-1.27	n.c.	-2.51	-2.89
$t(\rho)$	n.c.	n.c.	-1.551	n.c.	-0.97	n.c.	-2.68**	-2.48*
$\phi_3$	2.60	67.92**	1.999	29.16**	1.44	11.13**	3.22	4.28
$\phi_2$	1.839	n.c.	1.507	n.c.	0.99	n.c.	2.49	2.86
$\phi_1$	1.106	n.c.	1.223	n.c.	0.847	n.c.	3.67	3.55
AR1-4	1.00	0.79	0.595	0.69	0.66	0.60	0.25	0.80
Distribuição	F(5,95)	F(5,98)	F(4,49)	F(4,46)	F(5,114)	F(5,113)	F(4,41)	F(4,42)
(Nível Descritivo)	[0.42]	[0.56]	[0.668]	[0.599]	[0.654]	[0.699]	[0.907]	[0.531]
Normalidade	44.09	29.695	9.121	9.39	87.176	84.81	18.894	27.53
Distribuição	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(2)$
(Nível Descritivo)	[0.000]	[0.00]	[0.011]	[0.009]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;  
 \* - indica 5% de significância e;  
 \*\* - indica 1% de significância.

#### 4.2.3. Aplicação da metodologia da Perron para detectar quebra de média:

A análise gráfica da série de taxa de câmbio real utilizando o IPA como deflator para o período 1969:1 a 1997:1 indica que pode existir dois patamares sobre os quais a taxa de câmbio flutuou. Um nível prevalece do início da amostra até a segunda metade da década de oitenta aproximadamente. E outro nível a partir de então. Pode-se indagar se esta série pode ser bem descrita por um processo com flutuações estacionárias entre dois níveis distintos. Vale ressaltar que existe um aumento visível da volatilidade da série de câmbio real a partir do início da década oitenta. No período pós-Real, a volatilidade parece ter diminuído.

Figura 18: Série da  $PPC_{ipa}$  e sua primeira diferença 1969:1 a 1997:1



Utilizando o procedimento construído por Perron & Vogelsang descrito no capítulo anterior, testou-se a hipótese de raiz unitária contra a hipótese alternativa de um processo estacionário com quebra de média.

O primeiro passo do procedimento consiste em estimar a regressão (3.16) para todos os pontos possíveis da amostra. Esta foi estimada permitindo a existência de quebra de média entre os pontos períodos de 1975:1 a 1991:4 com  $k = 5$ . A Figura 19 mostra a evolução das estatísticas  $t$ 's associadas aos parâmetros  $\alpha$  e  $\theta$  da regressão. O ponto em que

ambas atinge um valor máximo é 1987:4. Isto significa que se existir quebra de média na série, esta deve ter ocorrido neste ponto com maior probabilidade.

Em seguida estimou-se a regressão (3.16) tendo como ponto de quebra o ano de 1987:4. O modelo foi simplificado eliminando-se sucessivamente as defasagens de maior ordem. A avaliação da estatística de Schwarz e dos testes F's indicam que o modelo sem nenhuma defasagem é o adequado. Rodou-se novamente a regressão incorporando toda a informação amostral. Os resultados estão apresentados abaixo. Vale notar que a hipótese de normalidade dos resíduos na regressão estimada é fortemente violada. A análise das estatísticas  $t_\alpha$  e  $t_\theta$  mostra que não é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária em favor da hipótese de flutuações estacionárias em torno de dois patamares. A evidência, utilizando a metodologia sugerida por Perron & Vogelsang, é contrária a PPC, indicando que os choques que afetam o câmbio real não se dissipam ao longo do tempo.

#### Regressão (3.16) por MQO

Amostra Completa 1969 (3) to 1996 (4)

Variável	Coefficiente	Valor t
Constante	0.078581	3.868
PPC_1	-0.24186	-4.146 <sup>a</sup>
D(TB) <sub>1987:4</sub>	0.00056527	0.008
DU <sub>1987:4</sub>	-0.10916	-4.007 <sup>a</sup>
S1	0.014429	0.778
S2	0.0051747	0.278
S3	-0.028200	-1.529

$R^2$  0.210742 F(6, 103) = 4.5837 [0.0004] DW = 2.11

RSS = 0.4763976863 => 7 variáveis e 110 observações

<sup>a</sup> Indica que o parâmetro pode ser considerado significativo a pelo menos dez por cento (Ver Tabela 4).

AR 1- 5F( 5, 98) = 0.74772 [0.5897]

ARCH 4 F( 4, 95) = 1.3254 [0.2662]

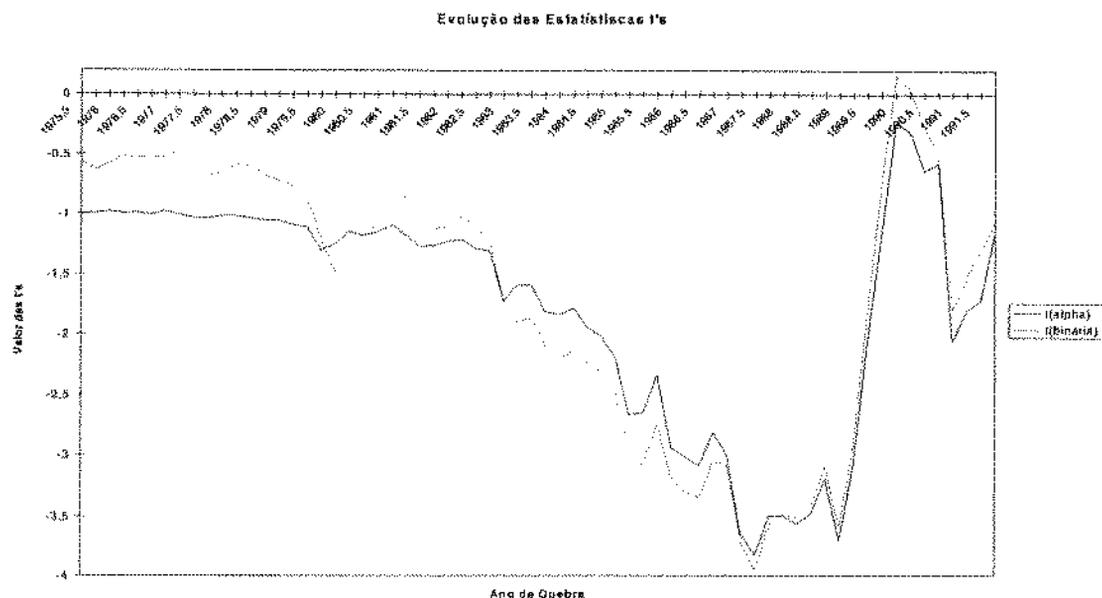
Normalidade  $\chi^2(2)$  = 30.999 [0.0000] \*\*

Tabela 4: Valores Críticos para escolha do momento de quebra

Critério	1%	2.5%	5%	10.0%
T=100, k = 0				
$T_\alpha$	-5.07	-4.70	-4.37	-4.04
$T_\theta$	-4.74	-4.39	-4.05	-3.73

Valores críticos extraído de Perron & Vogelsang (1992 a).

Figura 19: Evolução das estatísticas  $t_\alpha$  e  $t_\theta$



### 4. 3.. Análise Multivariada

#### 4. 3.1. PPC Absoluta

Modelo I: Teste da PPC absoluta e PTJD utilizando IPA:

O objetivo desta seção consiste em testar a validade da PPC absoluta aos dados brasileiros utilizando dados de índice de preço ao consumidor. O sistema básico para testar a PPC é composto das seguintes variáveis:  $(e, p_{ipc}, p^*_{ipc}, i, i^*)$ . As variáveis juros nominal interno e externo deve estar presente pois estão diretamente ligadas com os desvios de “curto prazo” na série de câmbio real, facilitando a “visualização” de uma relação de longo prazo. Optou-se por incluir no sistema a variável prêmio do dólar paralelo Tal variável foi útil na indução de normalidade nos resíduos das equações dos sistemas estimados.

O sistema a ser estimado deve conter as seguintes variáveis  $(e, p_{ipa}, p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta black)$ . Espera-se a presença de variáveis integradas de ordem 2. Mais precisamente, câmbio nominal e nível de preços externo e interno devem ser  $I(2)$ . A estratégia utilizada na modelagem foi a discutida no capítulo 3.

O primeiro passo da modelagem consistiu em estimar os 6 sistemas listados abaixo:

Sistema I:  $(e, p_{ipa}, p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta black)$ ;

Sistema II:  $(e, p_{ipa}, p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta e, \Delta black)$ ;

Sistema III:  $(e-p_{ipa}, p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta p_{ipa}, \Delta black)$ ;

Sistema IV:  $(e-p_{ipa}+p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta p_{ipa}, \Delta p^*_{ipa}, \Delta black)$ ;

Sistema V:  $(e-p_{ipa}+p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta e, \Delta p^*_{ipa}, \Delta black)$ ;

Sistema VI:  $(e-p_{ipa}+p^*_{ipa}, i, i^*, \Delta e, \Delta p_{ipa}, \Delta black)$ ;

O sistema I é o modelo geral. Os outros sistemas podem ser obtidos a partir da imposição de alguma restrição ao sistema I. O sistema I deve conter variáveis com ordem de integração 2. Existe dúvida se os demais sistemas II e III possuem variáveis com ordem de integração 2, na medida em que a variável  $e-p_{ipa}$ , deve ter ordem um de integração, e a variável  $p^*_{ipa}$  pode ser integrada de ordem 1 ou 2<sup>22</sup>. Os sistemas IV, V e VI devem conter apenas variáveis com ordem 1 de integração.

Reporta-se na Tabela 5 os resultados dos testes de normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos para os sistemas I a VI<sup>23</sup>. Rejeita-se fortemente a hipótese de normalidade nas equações da primeira diferença do nível de preços externo nos sistemas I a III, e nas equações da segunda diferença do nível de preços externos nos sistemas V e VI. Rejeita-se a hipótese de normalidade para os resíduos da equação da primeira diferença do nível de preços brasileiro com cinco por cento. No sistema VI, a hipótese de normalidade é rejeitada para os resíduos da equação VI a cinco por cento. A hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos só é rejeitada para os resíduos da equação de taxa de juros externa do sistema I. Os testes a serem realizados são derivados sobre a hipótese de resíduos gaussianos, apresentando distorções quando a mesma não é obedecida.

---

<sup>22</sup> Pelo teste ADF, as variáveis  $e$ ,  $p^*_{ipa}$ ,  $p^*_{ipc}$ , devem possuir ordem 1 de integração, mas a evidência da análise multivariada para os sistemas estimados que visam testar a PPC relativa mostra que  $\Delta e$ ,  $\Delta p^*_{ipa}$ ,  $\Delta p^*_{ipc}$  devem possuir ordem um de integração. Logo o nível das mesmas deve ter ordem dois de integração. A evidência da análise multivariada aponta que a série black deve possuir ordem um de integração, o que vai de encontro aos resultados do teste ADF.

<sup>23</sup> Estimou-se o sistema I com  $(k=5)$ , e os demais, com  $(k=6)$ .

Tabela 5: Testes de Normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos das equações dos sistema I a VI

			$\Delta e$	$\Delta p_{ips}$	$\Delta p_{ips}^*$	$\Delta i$	$\Delta i^*$	$\Delta black$	$\Delta e-p_{ica}$	$\Delta PPC$	$\Delta^2 e$	$\Delta^2 p_{ips}$	$\Delta^2 p_{ips}^*$
Sistema I	AR 1-3	F(3,16)	0.43	2.49	1.47	1.08	6.57**	0.51					
	Normalidade	$\chi^2(2)$	4.25	6.54*	19.59**	0.55	1.06	2.85					
Sistema II	AR 1-1	F(1,11)			0.03	0.08	4.21	0.22	3.27		0.21		
	Normalidade	$\chi^2(2)$			20.33**	2.39	6.66*	1.99	0.53		0.43		
Sistema III	AR 1-1	F(1,11)			0.02	0.61	0.77	0.15	3.29			0.02	
	Normalidade	$\chi^2(2)$			21.13**	2.98	6.00*	0.46	0.64			2.62	
Sistema IV	AR 1-1	F(1,11)				0.63	0.46	0.22		3.12		0.01	0.01
	Normalidade	$\chi^2(2)$				2.62	11.13**	0.03		0.84		1.34	15.72**
Sistema V	AR 1-1	F(1,11)				0.06	2.57	0.10		2.04	0.50		0.24
	Normalidade	$\chi^2(2)$				1.96	5.09	2.30		0.71	0.51		16.05**
Sistema VI	AR 1-1	F(1,11)				0.49	3.58	0.23		2.05	0.94	0.46	
	Normalidade	$\chi^2(2)$				3.06	6.65*	0.53		0.48	0.33	2.64	

<sup>o</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Johansen (1995) deriva a distribuição assintótica das estatística do traço sobre a hipótese que variáveis com ordem dois de integração estão presentes no sistema. A presença de variáveis com ordem dois de integração faz com que as caudas da distribuição da estatística do traço sejam mais “pesadas” que as prevaletentes caso o sistema possua somente variáveis com ordem 1 de integração. Reporta-se nas Tabelas 6 e 7 as estatísticas do traço e do máximo autovalor. Os valores críticos utilizados são aqueles derivados para sistemas com apenas variáveis integradas de ordem 1.

Em todos os sistemas, os testes do traço e do autovalor indicam a evidência que o posto da matriz  $\pi$  deve ser superior a 1. Pela estatística do traço, o posto da matriz  $\pi$  deve ser três para os sistemas I a VI, ao nível de um por cento. Pelo estatística do máximo autovalor, a conclusão se mantém com exceção do sistema I, cuja matriz  $\pi$  deve apresentar posto 1. Entretanto, corrigindo-se a estatística do máximo autovalor pelos graus de liberdade, a evidência de que o posto da matriz  $\pi$  para os sistemas estimados é superior a um desaparece. Pela estatística corrigida do traço, a matriz  $\pi$  do sistema III, IV e VI deve apresentar posto um, e a dos demais sistemas, zero. Existe evidência fraca que o posto da matriz  $\pi$  deve ser diferente zero em todos os sistemas estimados.

Tabela 6: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas I a VI

	Sistema I	Sistema II	Sistema III	Sistema IV	Sistema V	Sistema VI	Valores Críticos
AutoValor							
$r=0$	62.61**	122.9**	132.7**	145.4**	120.5**	131.6**	39.4
$r=1$	32.02	70.9**	51.79**	51.73**	69.66**	66.1**	33.5
$r=2$	24.4	40.04**	42.83**	32.38**	39.5**	46.1**	27.1
$r=3$	15.53	16.34	19.02	21.74*	21.97*	18.32	21
$r=4$	13.31	6.412	9.516	3.985	4.12	3.786	14.1
$r=5$	0.6746	2.042	2.007	0.5253	0.9031	0.7148	3.8
Traço							
$r=0$	148.6**	258.6**	257.9**	255.8**	256.7**	266.6**	94.2
$r=1$	85.94**	135.7**	125.2**	110.4**	136.2**	135**	68.5
$r=2$	53.92**	64.83**	73.37**	58.63**	66.5**	68.92**	47.2
$r=3$	29.51	24.79	30.54*	26.25	27	22.82	29.7
$r=4$	13.98	8.454	11.52	4.51	5.023	4.501	15.4
$r=5$	0.6746	2.042	2.007	0.5253	0.9031	0.7148	3.8

Tabela 7: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas I a VI

	Sistema I	Sistema II	Sistema III	Sistema IV	Sistema V	Sistema VI	Valores Críticos
Autovalor							
Corrigida							
$r=0$	27.17	37.82	40.84*	44.74*	37.09	40.49*	39.4
$r=1$	13.9	21.81	15.94	15.92	21.43	20.34	33.5
$r=2$	10.59	12.32	13.18	9.964	12.15	14.19	27.1
$r=3$	6.739	5.028	5.851	6.689	6.761	5.636	21
$r=4$	5.776	1.973	2.928	1.226	1.268	1.165	14.1
$r=5$	0.2927	0.6282	0.6176	0.1616	0.2779	0.2199	3.8
Traço							
Corrigida							
$r=0$	64.47	79.58	79.35	78.7	78.98	82.03	94.2
$r=1$	37.29	41.76	38.51	33.96	41.89	41.54	68.5
$r=2$	23.4	19.95	22.58	18.04	20.46	21.21	47.2
$r=3$	12.81	7.629	9.396	8.077	8.307	7.021	29.7
$r=4$	6.069	2.601	3.546	1.388	1.546	1.385	15.4
$r=5$	0.2927	0.6282	0.6176	0.1616	0.2779	0.2199	3.8

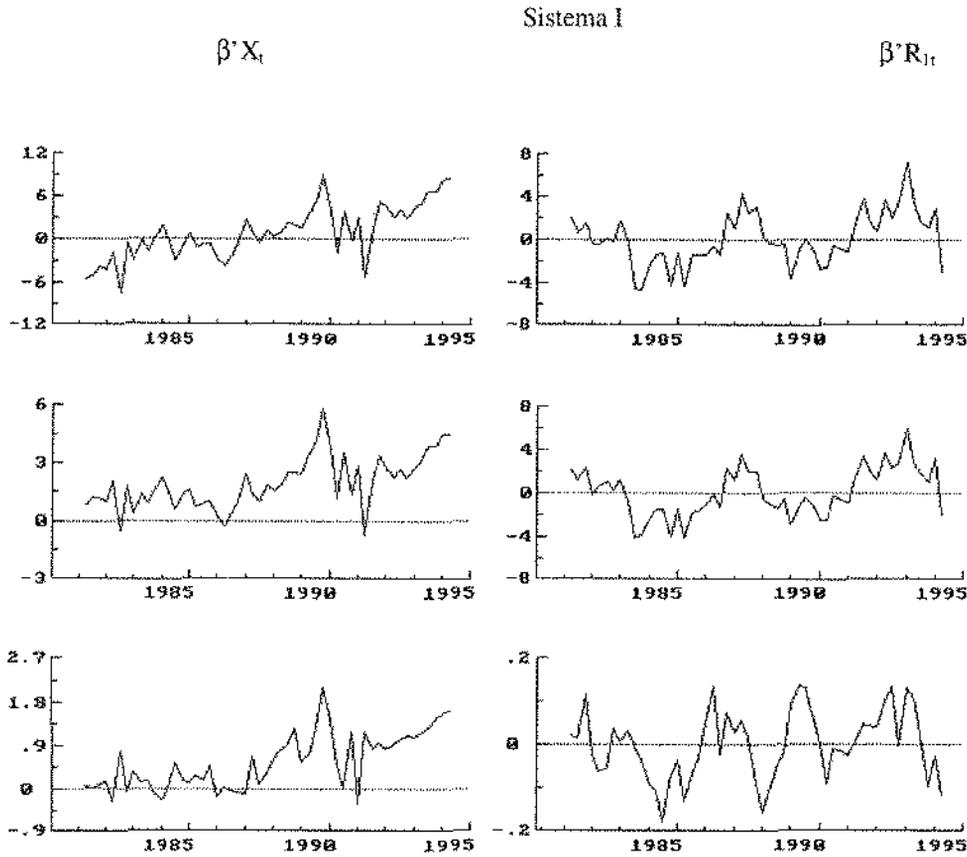
Conforme discutido no capítulo 3, a observação dos autovalores da matriz  $F$  fornece uma indicação sobre a ordem de integração das variáveis nos sistemas estimados. Examinou-se os valores estimados da estimativa da matriz  $F$  para os seis sistemas. O

sistema I apresenta dois autovalores fora do círculo unitário. Nos demais sistemas, os autovalores estimados da matriz  $F$  estão todos dentro do círculo unitário. Entretanto, para os sistemas II a IV, a matriz  $F$  apresenta um número grande autovalores próximos de um, o que coloca dúvida se as reparametrizações implícitas nestes sistemas foram suficientes para evitar a presença de variáveis com ordem 2 de integração.

Um outro resultado discutido no capítulo 3 mostra que num sistema com variáveis integradas de ordem dois as combinações lineares das variáveis representadas por  $\beta'X_{t-1}$  não são estacionárias necessariamente. Já num sistema com apenas variáveis integradas de ordem um, as combinações lineares representadas por  $\beta'X_{t-1}$  podem ser estacionárias. Dessa forma, se o sistema contiver somente variáveis com ordem um de integração, os vetores significativos de acordo com a análise das estatísticas do traço e do máximo autovalor devem ser estacionários. Caso o sistema, possua variáveis com ordem dois de integração os gráficos dos vetores significativos devem destoar, visualmente, dos de variáveis estacionárias. Já os gráficos de  $\beta'R_{1t}$  devem parecer com de variáveis estacionárias em ambos os casos.

A Figura 10 contém os gráficos dos vetores significativos para o sistema I e os mesmos corrigidos pelas respectivas primeiras diferenças ( $\beta'R_{1t}$ ). As combinações lineares das variáveis em nível do sistema ( $\beta'X_t$ ) parecem ser não estacionárias. Já o gráfico das combinações lineares corrigidas pelas primeiras diferenças ( $\beta'R_{1t}$ ), parecem mais próximas de um padrão estacionário. Isto é uma evidência adicional que o sistema I possui variáveis com ordem 2 de integração.

Figura 20: Vetores de co-integração estimados, e corrigidos.



Johansen (1996, pág.138) sugere que, a despeito da matriz  $\beta'X_{t-1}$  não conter, necessariamente, combinações lineares estacionárias entre as variáveis, a distribuição assintótica dos testes de restrições sobre os coeficientes das matrizes  $\alpha$  e  $\beta'$  continua sendo qui-quadrada. Desta forma pode-se testar a hipótese de proporcionalidade entre os coeficientes da matriz  $\beta'$  relacionados com as variáveis  $(e, p_{ipa}, p^*_{ipa})$ . Se os coeficientes das variáveis taxa de câmbio nominal e nível de preços brasileiros apresentarem mesma magnitude e sinais opostos em todos os vetores significativos, pode-se reparametrizar o sistema I, de forma a obter o sistema II ou III. Se os coeficientes das variáveis taxa de câmbio nominal, nível de preços interno e externo obedecerem a restrição da PPC, pode-se reparametrizar o sistema I, de forma a obter os sistemas IV, V ou VI. Juselius (1995) segue estratégia similar para testar a validade da PPC. Na Tabela 8 reporta-se os resultados dos testes de restrições lineares sobre os componentes da matriz  $\beta'$ . Aceita-se a hipótese que os

coeficientes associados à taxa de câmbio nominal e nível de preços internos têm mesmo módulo e sinal oposto. Isto é uma indicação que a reparametrização do modelo I para o modelo II ou III deve ser válida. Testou-se também a restrição da PPC absoluta. Tal hipótese também é aceita implicando que a reparametrização do modelo I para o modelo III, IV ou V deve ser válida.

A evidência aqui encontrada que as variáveis câmbio nominal, nível de preços internos e externos relacionam-se conforme sugerido pela PPC no longo prazo não implica a aceitar a hipótese da validade da PPC absoluta. Existe forte evidência que o sistema I possui variáveis com ordem dois de integração, logo as combinações lineares representada por  $\beta'X_{L-1}$  não possui ordem zero de integração necessariamente. Na análise que se segue no trabalho ficará claro que a combinação linear sugerida pela PPC em sua forma absoluta não deve ser estacionária.

Tabela 8 : Testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz  $\beta'$  do Sistema I

Restrição	posto 3	posto 2	posto 1
$\beta=(H\phi)$	5.1778 [0.1592]	4.5777 [0.1014]	3.1821 [0.0744]
(1,-1,*,*,*)	$\chi^2(3)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(1)$
$\beta=(H\phi)$	6.9503 [0.3255]	5.6119 [0.2301]	3.2613 [0.1958]
(1,-1,1,*,*,*)	$\chi^2(6)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(2)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

O passo seguinte consistiu em escolher um dos sistemas estimados para utilização no trabalho. O sistema I foi descartado devido a evidência de variáveis integradas de ordem 2. Todos os vetores significativos nos demais sistemas tem um padrão próximo do estacionário, e os autovalores da matriz F estão de acordo com os valores teóricos esperados<sup>24</sup>. Isto pode ser interpretado como evidência que todas as variáveis presentes nestes sistemas possuem ordem um de integração. Descartou-se os sistemas II e III, pelo

<sup>24</sup> Os testes ADF apontaram que o nível de preços externos no atacado ou ao consumidor possuem ordem 1 de integração. Entretanto, a evidência da análise multivariada apresentada mais a frente no trabalho indicará que as séries possuem ordem dois de integração. Não fica claro se os sistemas II e III possuem variáveis integradas de ordem dois. A execução do teste formal para detectar presença de I(2) seria o caminho adequado para solucionar a dúvida existente.

fato das restrições que levam ao sistemas IV a VI terem sido aceitas com facilidade. Descartou-se o sistema IV por este possuir sinais de má-especificação nas equações da primeira diferença da taxa de juros externa, e da segunda diferença do nível de preços externo. Neste sistema, também não é possível testar a validade da PTJD pelo fato da variável primeira diferença do câmbio nominal não estar no sistema. O sistema V também foi descartado devido aos sinais de má-especificação na equação da variável segunda diferença do nível de preços externo. Optou-se finalmente pelo sistema VI, por este apresentar os melhores resultados nos testes de especificação. Apenas na equação da primeira diferença da taxa de juros externa existe evidência fraca (apenas a cinco por cento) que os resíduos da mesma violam a hipótese de normalidade. O sistema VI permite testar a validade da PTJD, pois a variável primeira diferença do câmbio nominal está presente no mesmo.

Na Tabela 9, apresenta-se as estimativas das matrizes  $\alpha$  e  $\beta'$  para o sistema VI. Cada linha da matriz  $\alpha$  mostra com que pesos cada um dos vetores cointegrantes entram em cada equação. Cada coluna da matriz  $\alpha$  mostra os pesos com cada vetor particular comparece em todas as equações. Alguns fatos devem ser ressaltados. A matriz de ajustamento apresenta alguns valores muito altos, notadamente -3,07. Dado a evidência que o sistema é estável, tal resultado indica que a normalização utilizada na estimação dos parâmetros das matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  pode não ser adequada. Nas matrizes com os vetores cointegrantes, os coeficientes associados às variáveis  $\Delta e$  e  $\Delta p_{ipa}$ , indicam a presença de uma relação inversamente proporcional entre as mesmas, e que devem estar presentes no espaço de co-integração.

Tabela 9: Resultados de co-integração para o sistema VI

	$\alpha$ (Matriz de ajustamento)						$\beta'$ (Matriz dos Vetores Cointegrantes)						
Sistema VI													
PPC	-0.055	-1.49	-0.69	-0.16	-0.097	-0.295	1	6.183	-322.4	-4.38	-225.6	216.8	
I	0.088	-0.073	-0.178	0.131	-3.07	-0.515	-0.006	1	-1.844	-0.19	-2.792	1.79	
$i^*$	0.001	-0.03	0.009	-0.005	0.013	-0.007	0.101	-0.0515	1	0.71	-1.177	1.262	
$\Delta e$	0.052	-1.746	-2.011	-0.474	-2.315	0.119	-0.302	-0.699	1.952	1	9.065	-9.54	
$\Delta p_{ipa}$	0.039	1.659	-0.849	-0.436	-2.74	-0.63	0.046	-0.035	0.433	0.012	1	-0.93	
$\Delta black$	0.098	3.015	-0.317	-0.24	-2.58	-0.38	0.007	-0.073	0.0527	0.012	-0.95	1	

Procurou-se testar se algumas das variáveis dos sistemas não está presente em nenhuma das combinações lineares estacionárias. Os resultados apontam que todas as variáveis devem estar presentes em pelo menos uma das combinações lineares significativas.

Tabela 10: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema VI

Variável	PPC	i	i*	Black	$\Delta e$	$\Delta p_{ip}$
$H_0: \beta = (H\phi)$	13.167	44.83	109.49	26.231	81.134	80.151
$Q_\beta \sim \chi^2(3)$	[0.0043] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Testou-se também a hipótese se alguma variável do sistema VI pode ser considerado como sendo exógena fraca em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ). O teste aqui implementado baseia-se numa condição de suficiência. A rejeição da hipótese que os parâmetros do sistema obedecem a restrição sugerida não implica necessariamente que a variável não seja exógena fraca com relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ). Só a aceitação da hipótese implica em exogeneidade fraca. Os resultados são apresentados na Tabela 11. Rejeita-se a condição de exogeneidade fraca.

Tabela 11: Testes de exogeneidade fraca das variáveis para os parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ).

$H_0: \alpha = (A\theta)$	PPC	i	i*	Black	$\Delta e$	$\Delta p_{ip}$
$Q_\alpha \sim \chi^2(3)$						
$H_0: \alpha = (A\theta)$	62.174	26.015	34.338	23.374	11.169	41.775
$Q_\alpha \sim \chi^2(3)$	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0108] *	[0.0000] **

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

O sistema VI também permite testar a hipótese se as variáveis prêmio do dólar paralelo e primeira diferença da taxa de câmbio nominal e nível de preços interno são estacionárias. Vale lembrar que a conclusão obtida a partir dos testes ADF foi que tais séries são estacionárias. A execução do teste com base na análise multivariada possui as seguintes vantagens: a) a hipótese de normalidade dos resíduos é obedecida no sistema VI, o que não acontece nas equações estimadas para os testes ADF no presente trabalho; b) o

conjunto de informação na análise multivariada é maior; c) a hipótese nula (de interesse) é de estacionaridade. Os resultados estão apresentados na Tabela 12, e mostram que nenhuma das variáveis deve ser estacionária indo de encontro com a evidência obtida pelo teste ADF.

Tabela 12: Testes de estacionaridade para as variáveis  $\Delta e$ ,  $\Delta p^*_{ipa}$ , black.

	Sistema a	
Ho: ( $\Delta e$ estacionário.)	41.59 [0.00]**	$\chi^2(\approx 3)$
Ho: ( $\Delta p^*_{ipa}$ estacionário.)	41.39 [0.00]**	$\chi^2(\approx 3)$
Ho: (black estacionário.)	40.11 [0.00]**	$\chi^2(\approx 3)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Dado que existe evidência em favor da presença da variável prêmio do dólar paralelo está presente, pelo menos, num dos vetores de co-integração, pode-se formular a hipótese que a diferença entre desvalorização do dólar no câmbio comercial (prêmio do comercial) e a desvalorização do paralelo seja estacionária. Denomina-se esta variável por DPC.

Procurou-se também testar hipótese sobre os coeficientes que compõem os vetores de longo prazo para tentar verificar se alguns deles obedecem às restrições sugerida pela PPC; PPC + DJ <sup>25</sup>, PTJD, DJ. Os resultados dos testes podem ser resumidos da seguinte forma: a) não existe evidência que a PPC seja estacionária; b) existe evidência que as variáveis PPC e taxa de juros brasileira e externa cointegram, entretanto os coeficientes não obedecem à restrição de proporcionalidade; c) existe evidência que as variáveis taxa de juros brasileira, internacional, e a desvalorização nominal da taxa de câmbio cointegram, mas novamente os parâmetros não obedecem às restrições devidas; d) existe evidência que as variáveis desvalorização do câmbio nominal e o prêmio do paralelo cointegram.

<sup>25</sup>

DJ é abreviação para diferencial de juros interno e externo.

Tabela 13: Testes de restrições lineares sobre os coeficientes dos vetores de co-integração

$H_0: \beta = (H_3, \phi, \psi)$	Posto 3	Distribuição
(a,0,0,0,0) PPC	43.266 [0.00] **	$\chi^2(-3)$
(0,*,*,0,0,0) DJ	32.75 [0.00] **	$\chi^2(-2)$
(0,*,*,0,*,0) PTJD	0.062129 [0.803]	$\chi^2(-1)$
(*,*,*,0,0,0) PPC + DJ	2.7561 [0.097]	$\chi^2(-1)$
(* , a, *, 0, -a, 0) PTJD	9.8524 [0.0017] **	$\chi^2(-1)$
(* , a, -a, 0, *, 0, ) PTJD	8.6761 [0.0032] **	$\chi^2(-1)$
(* , a, -a, 0, 0, 0) PPC + DJ	36.55 [0.00]**	$\chi^2(-1)$
(0,0,0,*,*,0) DPC	8.1463 [0.017]*	$\chi^2(-1)$

\* - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

#### Modelo II: PPC absoluta utilizando IPC

O objetivo desta seção consiste em testar a validade da PPC absoluta aos dados brasileiros utilizando dados de índice de preço ao consumidor. O sistema básico para testar a PPC é composto das seguintes variáveis:  $(e, p_{ipc}, p^*_{ipc}, i, i^*)$ . As variáveis juros nominal interno e externo deve estar presente pois estão diretamente ligadas com os desvios de "curto prazo" na série de câmbio real, facilitando a "visualização" de uma relação de longo prazo. Optou-se por incluir também no sistema as variáveis prêmio do dólar paralelo, e preço médio no trimestre do barril do petróleo em Rotterdam devido às mesmas terem sido extremamente úteis na indução de normalidade nos resíduos das equações dos sistemas estimados.

Estimou-se, inicialmente, com todas as variáveis citadas acima com  $k = 5$  os seguintes sistemas<sup>26</sup>:

<sup>26</sup> Os sistemas possuem uma constante e binárias sazonais.

Sistema VII:  $(e, p_{ipc}, p^*_{ipc}, i, i^*, \text{black}, \text{petro})$ ;

Sistema VIII:  $(e-p_{ipc}+p^*_{ipc}, i, i^*, \text{black}, \text{petro}, \Delta e, \Delta p_{ipc})$ ;

Sistema IX:  $(e-p_{ipc}+p^*_{ipc}, i, i^*, \text{black}, \text{petro}, \Delta e, \Delta p^*_{ipc})$ ;

Sistema X  $(e-p_{ipc}+p^*_{ipc}, i, i^*, \text{black}, \text{petro}, \Delta p_{ipc}, \Delta p^*_{ipc})$ .

Os resultados dos testes de normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos são reportados na Tabela 13 e mostra que, para o sistema VII, não existe evidência de violação da hipótese de normalidade em nenhuma das equações, exceção feita a equação da primeira diferença do prêmio do paralelo. Já os testes para detectar a presença de autocorrelação indicam que os resíduos das equações das primeiras diferenças das variáveis taxa de câmbio, nível de preços brasileiro e taxa de juros brasileira devem apresentar autocorrelação. Isto pode estar ocorrendo devido a omissão indevida de alguma variável importante no sistema. Se este for o caso, a inclusão de defasagens adicionais não contribuirá para melhorar os resultados dos testes. A hipótese de normalidade é fortemente violada para os resíduos da equação da segunda diferença do nível de preços americano no sistema IX. A hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos é violada, a cinco por cento, na equação da primeira diferença da taxa de juros internacional nos sistemas VIII e X.

Reporta-se nas Tabelas 17 e 18 os resultados dos testes realizados para averiguar qual o posto da matriz  $\pi$  de longo prazo. Existe evidência que o posto da matriz  $\pi$  deve ser superior a zero pela análise das estatísticas do traço e do máximo autovalor para todos os sistemas. Já para as mesmas estatísticas corrigidas pelos graus de liberdade, a evidência aponta que o posto da matriz  $\pi$  deve ser zero, com exceção do sistema VIII, cuja respectiva estatística do traço corrigida mostrou-se significativa a um por cento.

Tabela 14: Testes de Normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos das equações dos sistema VII a X.

		PPC <sub>ipc</sub>	$\Delta e$	$\Delta p_{ipc}$	$\Delta p^*_{ipc}$	$\Delta i$	$\Delta i^*$	petro	$\Delta black$	$\Delta e$	$\Delta p_{ipc}$	$\Delta p^*_{ipc}$
VII	AR 1-1		7.91	8.10	3.42	11.372	0.024	2.90	2.596			
	F(1,12)		[0.02]*	[0.014]*	[0.09]	[0.005]**	[0.88]	[0.11]	[0.13]			
	Normalidade		4.7164	2.3063	0.69	5.4504	0.022	0.098	7.94			
	$\chi^2(2)$		[0.095]	[0.36]	[0.71]	[0.06]	[0.989]	[0.95]	[0.02]*			
VIII	AR 1-1	3.1747				4.1914	5.38	2.74	0.327	0.62	0.36	
	F(1,12)	[0.098]				[0.061]	[0.038]*	[0.12]	[0.577]	[0.45]	[0.56]	
	Normalidade	0.50				0.903	0.686	0.48	3.44	1.49	3.43	
	$\chi^2(2)$	[0.78]				[0.63]	[0.71]	[0.79]	[0.18]	[0.47]	[0.18]	
IX	AR 1-1	0.44				2.85	2.16	4.52	0.15	3.26		2.18
	F(1,12)	[0.52]				[0.12]	[0.17]	[0.06]	[0.70]	[0.10]		[0.17]
	Normalidade	0.70				0.30	0.94	0.92	0.86	1.02		25.37
	$\chi^2(2)$	[0.71]				[0.86]	[0.63]	[0.63]	[0.65]	[0.60]		[0.00]
												**
X	AR 1-1	0.08				1.63	4.89	1.42	0.03		3.23	1.41
	F(1,12)	[0.78]				[0.23]	[0.05]*	[0.26]	[0.87]		[0.10]	[0.26]
	Normalidade	4.61				0.30	0.94	1.17	4.53		2.57	7.64
	$\chi^2(2)$	[0.10]				[0.86]	[0.62]	[0.56]	[0.10]		[0.28]	[0.02]
												*

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;  
 \* - indica 5% de significância e;  
 \*\* - indica 1% de significância.

O sistema VII deve conter variáveis com ordem dois de integração. A matriz F apresenta dois autovalores fora do círculo unitário. A inspeção gráfica das combinações lineares significativas das variáveis indicam que as mesmas não apresentam um padrão próximo de estacionário (Figura 21). Já as combinações lineares das variáveis corrigidas pelas primeiras diferenças mostram-se bem mais próximas de um padrão estacionário. Isto pode ser interpretado como evidência de variáveis com ordem dois de integração no sistema (Figura 23).

Nos demais sistemas não existe evidência da presença de variáveis com ordem dois de integração. Todas as combinações lineares significativas das variáveis apresentam um padrão muito próximo do estacionário. Os autovalores da matriz F estão de acordo com os valores teóricos.

Figura 21: Gráfico dos vetores de co-integração do sistema VII:

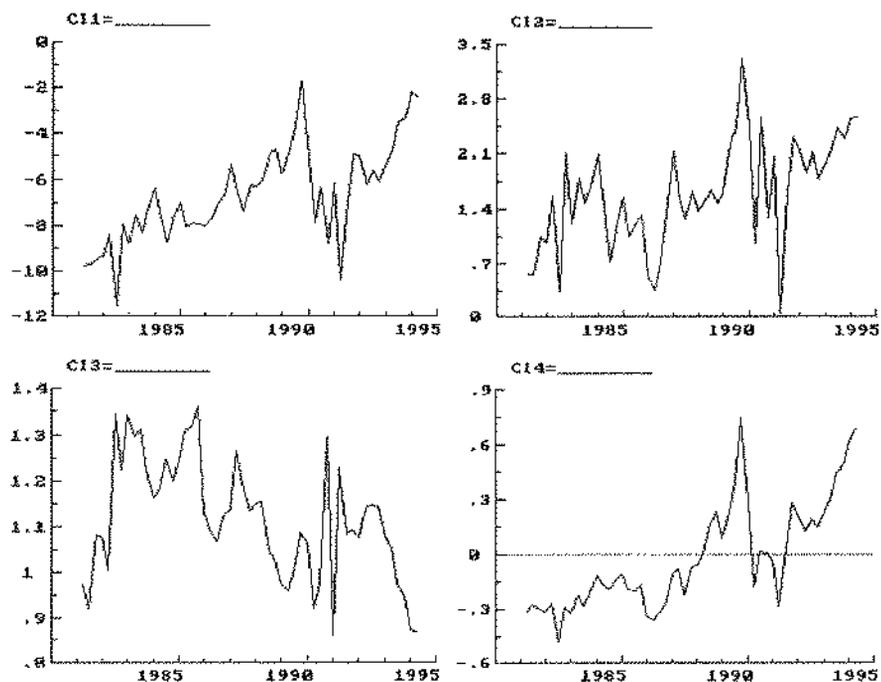


Figura 22: Gráfico dos vetores corrigidos do sistema VII:

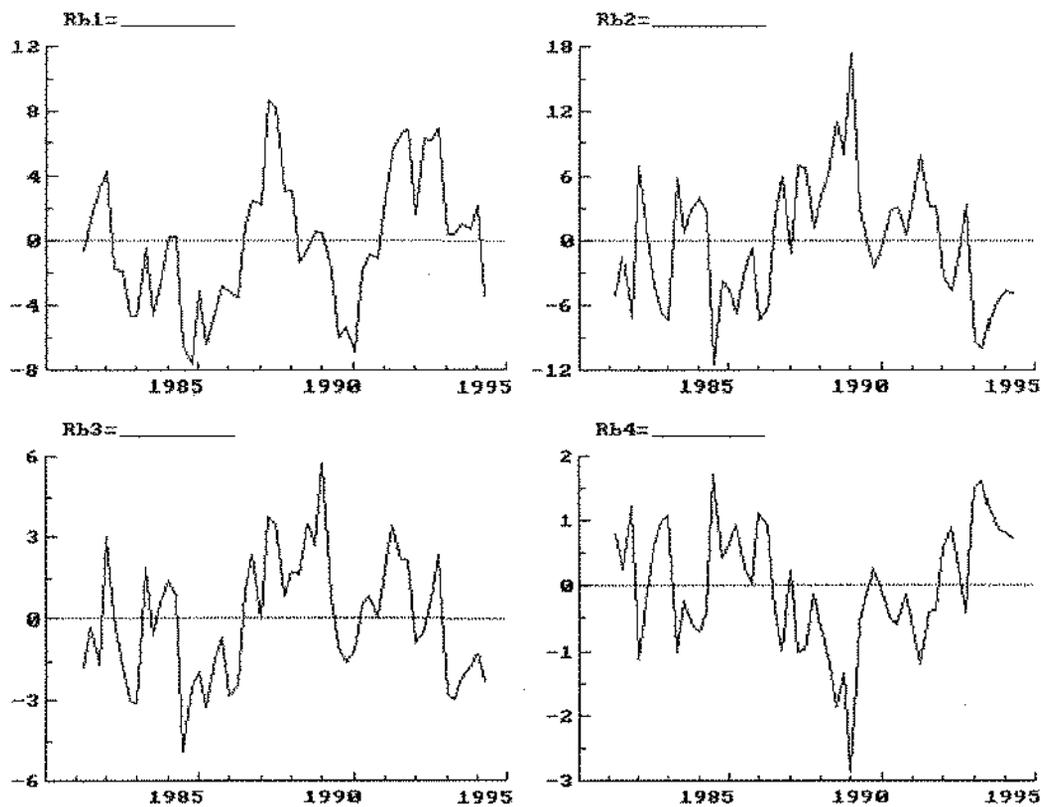


Tabela 15: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas VII a X.

	Sistema VII	Sistema VIII	Sistema IX	Sistema X	Valores Críticos
AutoValor					
$r=0$	89.14**	152.7**	109.6**	133.9**	45.3
$r\leq 1$	71.56**	50.15**	88.9**	60.2**	39.4
$r\leq 2$	42.24**	29.69	51.16**	53.81**	33.5
$r\leq 3$	30.3*	27.49*	36.03**	37.78**	27.1
$r\leq 4$	19.39	16.73	16.34	19.13	21
$r\leq 5$	15.12*	6.826	8.117	6.419	14.1
$r\leq 6$	0.189	0.3174	0.0815	0.139	3.8
Traço					
$r=0$	268**	283.9**	310.2**	311.4**	124.2
$r\leq 1$	178.8**	131.2**	200.6*	177.5**	94.2
$r\leq 2$	107.2**	81.06**	111.7**	117.3**	68.5
$r\leq 3$	65.01**	51.37*	60.57**	63.46**	47.2
$r\leq 4$	34.71*	23.88	24.54	25.69	29.7
$r\leq 5$	15.31	7.14	8.20	6.558	15.4
$r\leq 6$	0.189	0.3174	0.082	0.139	3.8

Tabela 16: Estatística do traço e do máximo autovalor corrigidas para os sistemas VII a X

	Sistema VII	Sistema VIII	Sistema IX	Sistema X	Valores Críticos
Autovalor Corrigida					
$r=0$	30.28	51.87**	35.83	43.78	45.3
$r\leq 1$	24.3	17.03	29.06	19.68	39.4
$r\leq 2$	14.34	10.08	16.73	17.59	33.5
$r\leq 3$	10.29	9.336	11.78	12.35	27.1
$r\leq 4$	6.587	5.683	5.342	6.253	21
$r\leq 5$	5.136	2.318	2.654	2.098	14.1
$r\leq 6$	0.06418	0.1078	0.027	0.04544	3.8
Traço Corrigida					
$r=0$	91	96.42	101.4	101.8	124.2
$r\leq 1$	60.73	44.56	65.59	58.02	94.2
$r\leq 2$	36.42	27.53	36.53	38.34	68.5
$r\leq 3$	22.08	17.45	19.8	20.75	47.2
$r\leq 4$	11.79	8.109	8.022	8.397	29.7
$r\leq 5$	5.2	2.426	2.68	2.144	15.4
$r\leq 6$	0.06418	0.1078	0.02665	0.04544	3.8

Testou-se a validade das restrições de proporcionalidade entre os coeficientes de longo prazo associados às variáveis taxa de câmbio nominal, nível de preços ao consumidor brasileiro e americano. Os resultados estão apresentados na Tabela 17. Rejeita-se fortemente a hipótese que os coeficientes de longo obedeçam as restrições sugeridas. Os sistemas VIII a X incorporam tais restrições e apresentam bons resultados nos testes de especificação. Optou-se por continuar a análise impondo a restrição de proporcionalidade, mesmo esta tendo sido rejeitada, e, pela utilização do sistema VIII na análise que se segue. As razões podem resumidas em: a) o sistema apresentou os melhores resultados nos testes de especificação; b) a evidência de co-integração entre as variáveis é mais forte comparativamente aos demais; c) não existe sinais da presença de variáveis com ordem 2 de integração. Todos os autovalores da matriz F estão de acordo com os valores teóricos esperados, e todos os vetores de co-integração significativos apresentam um padrão muito próximo com de variáveis estacionárias e; d) o sistema permite testar a PPC e PTJD.

Tabela 17: Testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz  $\beta'$  do Sistema VII.

Restrição	posto 4	Posto 3	posto 2	posto 1
$\beta=(H\phi)$	107 [0.00]**	21.475 [0.0001] **	13.81 [0.0010] **	5.7874 [0.0161] *
(1,-1,*,*,*,*) $\beta=(H\phi)$	$\chi^2(12)$ 76.848 [0.00]**	$\chi^2(3)$ 62.785 [0.00]**	$\chi^2(2)$ 53.908 [0.00] **	$\chi^2(1)$ 25.574 [0.00]**
(1,-1,1,*,*,*)	$\chi^2(8)$	$\chi^2(6)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(2)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

As Tabelas 18 e 19 apresentam, respectivamente, os resultados dos testes de exclusão das variáveis dos vetores de co-integração significativos, e da hipótese de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ). Existe evidência que as variáveis prêmio do dólar no paralelo e taxa de juros brasileira podem ser vista como sendo exógenas fracas em relação aos parâmetros de interesse. Existe evidência forte que todas as variáveis estão presentes em pelo menos uma das combinações lineares significativas.

Tabela 18: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema VIII

Variável	PPC <sub>ipc</sub>	I	i'	Petro	black	Δe	Δp <sub>ipa</sub>
H <sub>0</sub> : β=(HΦ)	27.53	24.97	44.38	84.79	21.60	45.28	44.77
Q <sub>α</sub> ~ χ <sup>2</sup> (3)	[0.00]**	[0.00]**	[0.00]**	[0.00]**	[0.0001]**	[0.00]**	[0.00]**

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;  
 \* - indica 5% de significância e;  
 \*\* - indica 1% de significância.

Tabela 19: Testes de exogeneidade fraca das variáveis para os parâmetros de interesse (α e β) no sistema VIII

H <sub>0</sub> : α=(HΦ)	PPC <sub>ipc</sub>	I	i'	petro	black	Δe	Δp <sub>ipc</sub>	i, black
Q <sub>α</sub> ~ χ <sup>2</sup> (2) <sup>a</sup>								
H <sub>0</sub> : α=(AΘ)	33.156	5.9139	22.66	22.501	10.212	25.27	6.454	13.025
	[0.00]**	[0.116]	[0.0000]**	[0.0001]**	[0.017]*	[0.00]**	[0.09]	[0.042]*

<sup>a</sup> Todas as estatísticas calculadas têm distribuição χ<sup>2</sup>(3), exceção feita a estatística que testa a hipótese de exogeneidade fraca, em conjunto, das variáveis black e i em relação aos parâmetros de longo prazo. Esta tem distribuição χ<sup>2</sup>(6).  
 \* - indica 5% de significância e;  
 \*\* - indica 1% de significância.

Com base no sistema VIII, testou-se a hipótese de estacionaridade para as variáveis primeira diferença da taxa de câmbio nominal, primeira diferença do nível de preços ao consumidor brasileiro e do prêmio do dólar paralelo. Os resultados são apresentados na Tabela 20. Em todos os casos, rejeita-se a hipótese de estacionaridade para as referidas variáveis. Este resultado contrasta com os obtidos pelos testes ADF realizados na primeira parte deste capítulo.

Tabela 20: Testes de estacionaridade para a câmbio nominal e inflação brasileira, e inflação americana para o sistema VIII

	Estatística	Posto 3
H <sub>0</sub> (Δe Estacionário.)	29.048	χ <sup>2</sup> (≈4)
	[0.00]**	
H <sub>0</sub> (Δp <sub>ipc</sub> Estacionário.)	29.01	χ <sup>2</sup> (≈4)
	[0.00]**	
H <sub>0</sub> (black Estacionário.)	28.395	χ <sup>2</sup> (≈4)
	[0.00]**	

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;  
 \* - indica 5% de significância e;  
 \*\* - indica 1% de significância.

Em seguida testou-se hipóteses sobre os coeficientes dos vetores de co-integração com o intuito de verificar a adequabilidade da PPC absoluta, a PTJD e, PPC e diferencial de juros. Os resultados são apresentados nas Tabelas 21 e 22. Existe uma evidência fraca em favor das seguintes hipóteses: a) a variável  $PPC_{ipc}$  é estacionária; b) existe uma combinação linear entre  $PPC_{ipc}$  e diferencial de juros estacionária; c) existe uma combinação linear entre diferencial de juros e desvalorização do câmbio nominal estacionária (validade da PTJD); d) a diferença entre a depreciação do câmbio nominal e o prêmio do paralelo deve ser estacionária e; e) aceita-se a hipótese de uma combinação linear estacionária entre a remuneração em dólar paga pelo ativo brasileiro e a taxa de juros americana, ou seja, evidência em favor da PTJD.

Tabela 21: Testes de restrição lineares sobre os vetores de co-integração do sistema VIII

Tipo de Restrição (Ho)	Restrição	Estatística / Nível de Significância	posto 3
PPC, DJ	(1,-1,1,0,0,0,0)	17.024 [0.0019] **	$\chi^2(4)$
PTJD	(0,1,-1, 0,0,-1,0)	20.566 [0.0004] **	$\chi^2(4)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;  
\* - indica 5% de significância e;  
\*\* - indica 1% de significância.

Tabela 22: Testes de restrição lineares sobre os vetores de co-integração do sistema VIII

Tipo de Restrição (Ho)	Restrição	Estatística/Nível de Significância	posto 3
PPC	(* ,0,0,0,0,0,0)	9.7874 [0.0442] *	$\chi^2(\cong 4)$
PPC, DJ	(* ,a <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> ,0,0,0,0)	5.7039 [0.0577]	$\chi^2(\cong 2)$
PTJD	(0,a <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> , 0,0,* ,0)	8.7506 [0.0126]*	$\chi^2(\cong 2)$
PTJD	(0,a <sub>i</sub> * , 0,0, -a <sub>i</sub> ,0)	2.5971 [0.2729]	$\chi^2(\cong 1)$
DPC	(c <sub>i</sub> ,0,0,0,0,-c <sub>i</sub> )	8.1786 [0.0425] *	$\chi^2(\cong 3)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;  
\* - indica 5% de significância e;  
\*\* - indica 1% de significância.

#### 4. 3. 2. PPC relativa

##### Modelo III: PPC relativa utilizando IPC

Nesta seção procura-se testar a validade da PPC relativa e da PTJD utilizando dados de índice de preços ao consumidor. Para isto pesquisa-se a existência de co-integração entre as variáveis  $\Delta c$ ,  $\Delta p_{ipc}$ ,  $\Delta p^*_{ipc}$ ,  $i$ ,  $i^*$ ,  $\Delta black$ . Obteve-se os melhores resultados utilizando o sistema com duas defasagens ( $k=3$ ), uma constante e binárias sazonais. Este sistema é denominado de XI. Na Tabela 23, apresenta-se os resultados dos testes de normalidade e de presença de autocorrelação nos resíduos. No sistema estimado não se rejeita a hipótese de normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos em nenhuma das equações do sistema.

Tabela 23: Resultados dos testes de Normalidade e autocorrelação dos resíduos para o Sistema XI

	$\Delta c$	$\Delta p_{ipc}$	$\Delta p^*_{ipc}$	$i$	$i^*$	$\Delta black$
Normalidade	3.1055 [0.2117]	4.5819 [0.1012]	1.4833 [0.4763]	5.5206 [0.0633]	5.2606 [0.0717]	2.1037 [0.3493]
AR 1-4	0.0233 [0.9989]	0.61737 [0.6537]	1.5819 [0.2056]	0.37869 [0.8220]	1.8307 [0.1499]	0.45664 [0.4564]

O sistema estimado passa nos testes de especificação. Na Tabela 24 apresentam-se os valores das estatísticas do máximo autovalor e do traço, e também, as mesmas corrigidas pelos graus de liberdade. Os resultados diferem segundo os vários critérios. A estatística do máximo autovalor indica a presença de um vetor de co-integração. Já a estatística do traço indica a presença de 3 vetores. A estatística do autovalor corrigida aponta a inexistência de relações de co-integração, enquanto, a estatística do traço corrigida aponta a existência de um vetor de co-integração. Trabalhar-se-á com a hipótese de posto três para a matriz  $\pi$ .

Tabela 24: Estatística do traço e do autovalor para o sistema XI

	AutoValor	Autovalor Corrigida	Valores Críticos	Traço	Traço Corrigida	Valores Críticos
$r=0$	54.55**	36.69	39.4	140.5**	94.49*	94.2
$r=1$	31.36	21.1	33.5	85.91**	57.79	68.5
$r=2$	25.05	16.85	27.1	54.55**	36.69	47.2
$r=3$	17.58	11.83	21.0	29.5	19.85	29.7
$r=4$	11.03	7.423	14.1	14.1	11.92	15.4
$r=5$	0.08822	0.5935	3.8	0.8822	0.5935	3.8

A Tabela 25 apresenta os resultados dos testes de exclusão de determinada variável das combinação lineares significativas. Testou-se, em primeiro lugar, se as variáveis desvalorização nominal do câmbio ( $\Delta e$ ), inflação brasileira e, inflação americana, não estão presentes nas combinações lineares estacionárias. Esta hipótese é rejeitada. O mesmo vale para as variáveis taxa de juros interna e externa. Há dúvidas se a variável prêmio do paralelo está presente em alguns dos vetores de co-integração, devido ao valor da estatística do teste estar na fronteira de rejeição.

Tabela 25: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema XI

Variáveis	$\Delta e, \Delta \pi_{ipc}, \Delta \pi_{ipc}^*$	$i, i^*$	Black
$H_0: \beta = (H\phi)$	66.544	32.652	10.598
Posto 3	[0.00]**	[0.00]**	[0.014]*
	$\chi^2(9)$	$\chi^2(6)$	$\chi^2(3)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

A Tabela 26 resume os resultados dos testes realizados para verificar a validade da hipótese de exogeneidade fraca. Existe evidência forte que a variável taxa de inflação americana é exógena fraca em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ). A evidência é mais fraca em relação às variáveis taxa de juros doméstica e; prêmio do dólar no paralelo.

Tabela 26: Testes de exogeneidade fraca das variáveis com relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ) para o sistema XI.

	$\Delta e$	$\Delta \pi_{ipc}$	$\Delta \pi_{ipc}^*$	I	$i^*$	Black	$\Delta \pi_{ipc}^*$ i, black	$\Delta \pi_{ipc}^*$ black	$\Delta \pi_{ipc}^*$ i	i, black
$H_0:$	11.6	14.384	2.137	10.351	24.378	8.82	22.02	11.31	12.30	12.763
$\alpha = (H\phi)$	[0.009]**	[0.002]**	[0.54]	[0.016]*	[0.00]**	[0.03]*	[0.009]**	[0.08]	[0.06]	[0.007]**
$Q_{\alpha} - \chi^2(z)^a$										
$H_0: \alpha = (A\theta)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(9)$	$\chi^2(6)$	$\chi^2(6)$	$\chi^2(6)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

O sistema XII permite testar a hipótese de estacionaridade para as variáveis  $\Delta e$ ,  $\Delta \pi_{ipc}$ ,  $\Delta \pi_{ipc}^*$ , black. Os testes ADF realizados neste trabalho apontaram que as mesmas são estacionárias. A evidência fornecida pelos sistemas VI e VIII apontam na direção contrária.

Os resultados, para o sistema XI, estão na Tabela 27. Rejeita-se fortemente a hipótese de estacionaridade para as variáveis citadas.

Tabela 27: Testes de estacionaridade para a inflação americana e brasileira para o sistema XI

Sistema a		
Ho ( $\Delta e$ Estacionário.)	23.639 [0.00]**	$\chi^2(=3)$
Ho ( $\pi_{ipc}^*$ Estacionário.)	14.713 [0.0021]**	$\chi^2(=3)$
Ho ( $\pi_{ipc}$ Estacionário.)	23.524 [0.00]**	$\chi^2(=3)$
Ho (black Estacionário.)	23.813 [0.00]**	$\chi^2(=3)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Os sistemas estimados nesta seção permitem testar hipótese não só da validade da paridade do poder de compra em sua versão relativa, mas também, sobre da validade da paridade descoberta da taxa de juros e, a paridade das taxas de juros reais. Cada uma destas teorias corresponde a uma determinada restrição que os vetores de co-integração devem respeitar. Pode-se também testar se a diferença entre o prêmio do comercial e do paralelo é estacionária. Na Tabela 28 apresenta-se o resultado dos testes sobre se os coeficientes dos vetores estimados obedecem exatamente às restrições sugeridas acima. Os resultados podem ser resumidos em: a) a hipótese da PPC relativa é aceita; b) a PTJD é rejeitada; c) a diferença entre comercial e paralelo é estacionária; d) o diferencial de juros reais não é estacionário.

Tabela 28: Alguns dos vetores dados como conhecidos.

Tipo de Restrição (H <sub>0</sub> )	Restrição	Sistema a	posto 3
$\beta=(H,\psi)$ PPC	(1,-1,1,0,0,0)	8.3322 [0.0396]*	$\chi^2(3)$
$\beta=(H,\psi)$ PTJD	(1,0,0,1,-1,0)	15.183 [0.0017]**	$\chi^2(3)$
$\beta=(H,\psi)$ DPC	(1,0,0,0,0,-1)	0.2891 [0.2891]	$\chi^2(3)$
$\beta=(H,\psi)$ DPC, PPC	(1,-1,1,0,0,0)	19.078 [0.004]**	$\chi^2(6)$
$\beta=(H,\psi)$ DPC e PTJD	(1,0,0,0,0,-1) (1,0,0,1,-1,0)	22.468 [0.0010]**	$\chi^2(6)$
PTJR	(0,-1,1,1,-1,0)	14.569 [0.0022]**	$\chi^2(\cong 3)$
$\beta=(H,\psi)$ DPC, PPC e PTJD	(1,-1,1,0,0,0) (1,0,0,0,0,-1) (1,0,0,1,-1,0)	44.484 [0.00]**	$\chi^2(9)$

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

A Tabela 29 apresenta os resultados dos testes de uma série de restrições impostas aos coeficientes dos vetores de co-integração. As principais conclusões podem ser resumidas em: a) existe evidência de co-integração entre a variável desvalorização do câmbio comercial, juros interno e externo; b) existe evidência de co-integração entre a variável desvalorização do câmbio comercial e diferencial de juros; c) todas as restrições conjuntas testadas foram rejeitadas. Pode-se interpretar a) e b) como evidência fraca em favor da PTJD.

Tabela 29: Teste de restrições sobre os coeficientes dos vetores de co-integração do Sistema XI

Restrição Imposta (Ho)	Restrição	Estatística	Posto 3
PPC	(*,*,*,0,0,0)	6.98 [0.0082]**	$\chi^2(\cong 1)$
PTJD	(*,0,0,*,*,0)	1.3679 [0.2422]	$\chi^2(\cong 1)$
PTJD	(*,0,0,a,-a,0)	2.56 [0.11]	$\chi^2(\cong 1)$
PTJD	(a,0,0,-a,*,0)	12.65 [0.0004]**	$\chi^2(\cong 1)$
PTJR	(0,a <sub>i</sub> ,b <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> ,-b <sub>i</sub> ,0)	8.7158 [0.0032]**	$\chi^2(\cong 1)$
PPC, PTJR, DPC	(*,*,*,0,0,0) (0*,*,*,*,0) (*,0,0,0,0,*)	14.25 [0.0026]**	$\chi^2(\cong 3)$
PPC, PTJR, PTJD	(*,*,*,0,0,0) (0*,*,*,*,0) (*,0,0,*,*,0)	17.019 [0.0007]**	$\chi^2(\cong 4)$
PPC,PTJD,DPC	(*,*,*,0,0,0) (*,0,0,*,*,0) (*,0,0,0,0,*)	17.257 [0.0017]**	$\chi^2(\cong 4)$
PTJR, PTJD, DPC	(0*,*,*,*,0) (*,0,0,*,*,0) (*,0,0,0,0,*)	24.406 [0.00]**	$\chi^2(\cong 4)$

#### Modelo IV: PPC relativa utilizando IPA.

Nesta seção procura-se pesquisar a existência de co-integração entre as variáveis  $\Delta e$ ,  $\Delta\pi_{ipa}$ ,  $\Delta\pi^*_{ipa}$ ,  $i$ ,  $i^*$ ,  $\Delta black$ . Estimou-se o sistema XII com as variáveis citadas, duas defesagens ( $k=2$ ), constante, binárias sazonais, e 3 binárias para os pontos 1986:1, 1989:1, 1989:4. Estas últimas binárias visam induzir normalidade nos resíduos da equação da inflação americana e da taxa de juros brasileira. Apresenta-se na Tabela 30 os resultados dos testes de normalidade e de presença de autocorrelação nos resíduos. Todos os resíduos das equações dos modelos passam no teste de normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos.

Tabela 30: Teste de Normalidade e presença de autocorrelação nos resíduos das equações dos Sistema XII

	$\Delta e$	$\Delta\pi_{ipa}$	$\Delta\pi^*_{ipa}$	I	$i^*$	$\Delta black$
Normalidade	0.2314 [0.8882]	5.662 [0.5900]	0.25434 [0.8806]	3.8787 [0.1434]	1.661 [0.4358]	2.088 [0.3520]
AR 1-4	0.49934 [0.7364]	0.88737 [0.4853]	0.68406 [0.6094]	0.91589 [0.4695]	1.2366 [0.3199]	0.18933 [0.9418]

Na Tabela 31 apresentam-se as estatísticas do máximo autovalor e do traço, na forma dada por 3.25 e 3.26, e também corrigidas pelos graus de liberdade. Por todos os critérios, rejeita-se a hipótese que o posto da matriz de longo prazo seja inferior a 3, a pelo menos um por cento de significância. A cinco por cento, as estatísticas do traço e do autovalor não corrigidas pelos graus de liberdade indicam a presença de um quarto vetor de co-integração. Entretanto, esta evidência desaparece quando corrige-se as estatísticas pelos graus de liberdade. Desta forma, existe evidência forte que o posto da matriz  $\pi$  de longo prazo deve ser 3.

Tabela 31: Estatística do traço e do autovalor para o sistema XII

	AutoValor	Autovalor Corrigida	Valores Críticos	Traço	Traço Corrigida	Valores Críticos
$r=0$	91.04**	61.24**	39.4	234.0**	157.4**	94.2
$r=1$	62.58**	42.1**	33.5	142.9**	96.15**	68.5
$r=2$	46.93**	31.57**	27.1	80.34**	54.05**	47.2
$r=3$	21.34*	14.35	21.0	33.41*	22.48	29.7
$r=4$	12.04	8.098	14.1	12.07	8.123	15.4
$r=5$	0.03758	0.02528	3.8	0.03758	0.02528	3.8

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Os sistemas propostos nesta seção contém a variável ( $\Delta$ black) que, em geral, não é utilizada nos modelos “tradicionais” de PPC e PTID. Entretanto, esta mostrou-se útil para induzir normalidade nos resíduos das equações dos sistemas. Pode-se testar se a variável prêmio do dólar está presente no vetor de co-integração. Realizou-se o teste para prêmio do dólar do paralelo e para as demais variáveis do sistema. Os resultados indicam que a variável prêmio do dólar paralelo deve estar presente no vetor de co-integração, assim como todas as demais.

Tabela 32: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema XII

Variável	$\Delta c, \pi_{pa}, \pi_{ipa}$	$i, i^*$	Black
$H_0: \beta = (H\phi)$	31.285	127.2	25.689
$Q_{\beta} \sim \chi^2(z)^a$	[0.00]**	[0.00]**	[0.0000]**

<sup>a</sup>  $z = 9, 6, 3$  respectivamente.

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

A Tabela 33 apresenta os resultados dos testes de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ). Aceita-se com grande folga a hipótese que variável prêmio do dólar no paralelo é exógena fraca em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ).

Tabela 33: Testes de exogeneidade fraca das variáveis para os parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ) para o sistema XII.

$H_0: \alpha=(H\phi)$ $Q_\alpha \sim \chi^2(3)$	$\Delta e$	$\pi_{ipm}$	$\pi_{ipa}$	I	$i^*$	black
$H_0: \alpha=(A\Theta)$ $Q_\alpha \sim \chi^2(3)$	19.806 [0.0002]**	29.356 [0.00]**	25.96 [0.00]**	20.743 [0.0001]**	39.791 [0.00]**	0.83719 [0.8406]

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Os testes univariados realizados no trabalho indicaram que as variáveis desvalorização do câmbio comercial, do paralelo, taxa de inflação americana e brasileira eram estacionárias. Testou-se a hipótese de estacionaridade destas variáveis a partir do sistema XII. Os resultados estão reportados na Tabela 34. A hipótese de estacionaridade<sup>27</sup> é rejeitada para todas as variáveis.

Tabela 34: Testes de estacionaridade para algumas das variáveis do sistema XII.

	$\Delta e$	$\pi_{ipm}$	$\pi_{ipa}$	Black
$H_0: \beta=(H\phi, \psi_i)$ $Q_\beta \sim \chi^2(\leq 3)$	44.478 [0.00]**	45.68 [0.00]**	25.814 [0.00]**	

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Em seguida testa-se uma série de hipóteses que visam analisar a adequabilidade dos coeficientes dos vetores de longo prazo às restrições sugeridas pela paridade do poder de compra em sua versão relativa, a paridade descoberta da taxa de juros e, a paridade das taxas de juros reais. Testa-se também a hipótese que a diferença entre desvalorização do dólar no câmbio comercial (prêmio do comercial) e a desvalorização do paralelo seja

<sup>27</sup> A rejeição da hipótese de estacionaridade para a taxa de inflação americana no atacado mostra que a estratégia adotada de reparametrizar o sistema I de forma a eliminar a variável nível de preços externo foi correta.

estacionária, devido a evidência que a variável prêmio do dólar no paralelo comparece em algum dos vetores de co-integração.

A Tabela 35 apresenta os resultados dos testes de restrições lineares sobre os coeficientes dos vetores de co-integração. Os resultados podem ser resumidos em a) aceita-se a hipótese que um dos vetores obedece exatamente às restrições sugeridas pela PPC relativa; b) rejeita-se a hipótese que um dos vetores obedece exatamente às restrições sugeridas pela Paridade descoberta da taxa de juros; c) rejeita-se a hipótese que o diferencial de juros reais seja estacionário; d) Aceita-se a cinco por cento a hipótese que a diferença entre a desvalorização do câmbio comercial e do desvalorização do paralelo seja estacionária; e) todas as restrições conjuntas testadas não foram aceitas.

Tabela 35: Testes de restrições sobre os coeficientes dos vetores de co-integração do sistema XII (vetores dados como conhecidos).

Tipo de Restrição (H <sub>0</sub> )	Restrição	Sistema a	posto 3
$\beta=(H,\psi)$	(1,-1,1,0,0,0)	1.6663	$\chi^2(3)$
PPC		[0.6444]	
$\beta=(H,\psi)$	(1,0,0,1,-1,0)	23.685	$\chi^2(3)$
PTJD		[0.00]**	
$\beta=(H,\psi)$	(1,0,0,0,0,-1)	9.8835	$\chi^2(3)$
DPC		[0.0196]*	
$\beta=(H,\psi)$	(0,-1,1,1,-1,0)	33.804	$\chi^2(3)$
PTJR		[0.00]**	
$\beta=(H,\psi)$	(1,-1,1,0,0,0)	18.776	$\chi^2(6)$
DPC, PPC	(1,0,0,0,0,-1)	[0.0046]**	
$\beta=(H,\psi)$	(1,0,0,0,0,-1)	41.238	$\chi^2(6)$
DPC e PTJD	(1,0,0,-1,1,0)	[0.00]**	
$\beta=(H,\psi)$	(1,-1,1,0,0,0)	84.708	$\chi^2(9)$
DPC, PPC e PTJD	(1,0,0,0,0,-1)	[0.00]**	
	(1,0,0,1,-1,0)		

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Tabela 36: Testes sobre os coeficientes dos vetores de co-integração do sistema XII.

Tipo de restrição (H <sub>0</sub> )	Restrição	posto 3	
PPC	(*,**,0,0,0)	1.4106	$\chi^2(\cong 1)$
		[0.2350]	
PTJD	(* ,0,0,* ,*,0)	6.7807	$\chi^2(\cong 1)$
		[0.0092]**	
PTJR	(0,a <sub>i</sub> ,b <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> ,-b <sub>i</sub> ,0)	25.629	$\chi^2(\cong 1)$
		[0.00]**	
DPC	(* ,0,0,0,0,* )	8.9172	$\chi^2(\cong 2)$
		[0.0116]*	
PPC, DPC	(* ,* ,* ,0,0,0)	10.26	$\chi^2(\cong 3)$
	(* ,0,0,0,0,* )	[0.0165]*	
PPC, DPC	(* ,* ,* ,0,0,0)	11.233	$\chi^2(\cong 3)$
	(a <sub>i</sub> ,0,0,0,0,-a <sub>i</sub> )	[0.0105]*	
PPC.DPC	(* ,a <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> ,0,0,0)	17.943	$\chi^2(\cong 3)$
	(b <sub>i</sub> ,0,0,0,0,-b <sub>i</sub> )	[0.0005]**	
PPC,DPC	(a <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> ,* ,0,0,0)	11.253	$\chi^2(\cong 3)$
	(b <sub>i</sub> ,0,0,0,0,b <sub>i</sub> )	[0.0104]*	
PPC, DJ	(1,-1,1,-b <sub>i</sub> ,b <sub>i</sub> ,0)	45.523	$\chi^2(\cong 3)$
		[0.00]**	
PPC, DPC, PTJR	(a <sub>i</sub> ,-a <sub>i</sub> ,* ,0,0,0)	11.254	$\chi^2(\cong 3)$
	(b <sub>i</sub> ,0,0,0,0,-b <sub>i</sub> )	[0.0104]*	
	(0,* ,* ,* ,*,0)		

<sup>a</sup> - indica 10% de significância;

\* - indica 5% de significância e;

\*\* - indica 1% de significância.

Na Tabela 36, testa-se hipóteses sobre alguns dos coeficientes dos vetores de co-integração. Os resultados podem ser resumidos em: a) existe evidência de co-integração entre desvalorização do dólar, taxa de inflação americana e brasileira no atacado, reforçando a PPC relativa; b) existe evidência de co-integração entre as variáveis desvalorização do dólar comercial e do paralelo; c) todas as restrições conjuntas testadas são rejeitadas ao nível de cinco por cento. Já ao nível de um por cento aceita-se a hipótese que os 3 vetores de co-integração devem estar associado a PPC relativa, diferencial de desvalorização entre comercial e paralelo, e ao diferencial de taxa de juros real. Se a

restrição sugerida na última linha da Tabela 36 for válida, conseguiu-se dar significado econômico aos três vetores de co-integração encontrados<sup>28</sup>.

#### 4.4. Balanço dos resultados obtidos:

Neste capítulo relatou-se uma série de testes econométricos realizados com o objetivo principal de testar a validade da PPC absoluta e relativa para dados brasileiros. O objetivo consiste em resumir os principais resultados obtidos.

Ordem de integração da séries (1980:1 a 1994:2):

Séries integradas de ordem 2:

$c, P_{ipa}, P_{ipc}, P^*_{ipa}, P^*_{ipc}$

Séries integradas de ordem 1:

$\Delta c, \pi_{ipa}, \pi_{ipc}, \pi^*_{ipa}, \pi^*_{ipc}, \Delta black, i, i^*, petro$ ;

As conclusões obtidas a partir da análise univariada dos dados aponta algumas conclusões distintas das sugeridas acima. Optou-se pelos resultados da análise multivariada devido a estes serem mais confiáveis e intuitivos. O fato das séries câmbio nominal, nível de preços interno e externo serem integradas de ordem dois têm conseqüências diretas para a análise co-integração. Este é um caminho de pesquisa ainda pouco explorado em trabalhos empíricos para o Brasil.

#### PPC absoluta

Nos testes univariados realizados para períodos mais longos não se rejeita a hipótese de raiz unitária tanto para a série de PPC absoluta construída a partir da evolução dos preços no atacado quanto para as séries de PPC absoluta, com base na evolução dos preços ao consumidor. Resultados similares foram encontrados por Zini & Cati (1993) para uma amostra secular.

---

<sup>28</sup> Este resultado deve ser visto com ressalvas. Além do valor da estatística de teste estar muito próxima da "fronteira" de rejeição, muitos dos coeficientes dos vetores de co-integração estimados não apresentam os sinais teóricos esperados.

Vale ressaltar o baixo poder dos testes ADF para rejeitar a hipótese de raiz unitária quando a hipótese verdadeira é um processo autoregressivo com raízes muito próximas do círculo unitário. Pastore *et alii* (1997), utilizando um novo teste de raiz unitária proposta por Perron, consegue rejeitar a hipótese de raiz unitária para a série de PPC absoluta construída a partir da evolução dos bens internacionais. É um ponto aberto na literatura brasileira, se as séries de câmbio real possuem uma raiz unitária, ou se a não rejeição desta hipótese deve-se ao baixo poder dos testes econométricos disponíveis.

Não rejeitou-se a hipótese de raiz unitária para as séries de PPC absoluta construídas para o período entre 1980:1 a 1994:2. A única exceção, surpreendentemente ocorreu para a série construída a partir dos índices de preço ao consumidor e não no atacado (Ver páginas 87 e 107). Isto é um resultado não esperado em princípio por dois motivos principais, embora corroborado pela análise de co-integração: a) baixo poder do teste ADF; b) pela proporção baixa que os bens internacionais entram nos índices de preço ao consumidor.

#### PPC relativa

A evidência em favor da PPC relativa é forte. Nos modelos univariados, a hipótese de raiz unitária para as séries de PPC relativa é rejeitada. Resultados nesta direção foram obtidos por Zini & Cati (1993) com dados anuais e seculares. Nos modelos multivariados, aceita-se a hipótese que existe um vetor de co-integração entre as variáveis desvalorização do câmbio nominal, taxa de inflação interna e externa e estes obedecem as restrições de proporcionalidade sugeridas pela PPC relativa. Como as variáveis citadas são  $I(1)$ , a combinação linear existente, é  $I(0)$ .

#### PTJD e PTJR

Pode-se testar a hipótese da PTJD a partir dos sistemas VI, VIII, XI e XII. Apenas para o sistema XII rejeita-se a hipótese de existência de co-integração entre as variáveis desvalorização do câmbio nominal, taxa de juros interna e externa em nenhum dos sistemas. Já rejeita-se em todos os sistemas, a hipótese que alguma das relações de co-integração encontradas obedecem exatamente as restrições sugeridas pela PTJD. No sistema VIII aceita-se a hipótese que o retorno em dólar pago por um ativo brasileiro co-integra com a taxa de juros internacional. Existe evidência fraca em favor da PTJD.

A hipótese de PTJR pode ser testada a partir dos sistemas XI e XII. No primeiro caso testa-se a hipótese que o retorno real dos ativos calculado a partir do índice de preços ao consumidor tende a ser igualar. No sistema XII, o deflator usado é o nível de preços no atacado. A evidência em favor da hipótese de PTJR é bem mais tênue que no caso da PTJD. Existe evidência de co-integração entre as variáveis juros nominal e inflação interna e externa, mas nenhum dos vetores obedecem as restrições correspondentes.

### PPP e Super-exogeneidade

Como visto na seção 3.3 (pág. 59), a PPC só poderá ser utilizada para fins de política econômica se as seguintes condições forem satisfeitas: a) existir uma relação condicional entre as variáveis câmbio nominal, nível de preços interno e externo e; b) a relação (de longo prazo) seja invariante às intervenções existentes nos processos marginais.

Desta forma, em primeiro lugar procurou-se testar a hipótese de exogeneidade fracas das variáveis em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ) em todos sistemas estimados. Os resultados obtidos são apresentados: a) Modelo I (PPC absoluta com IPA) – Tabela 11 (pág. 98); b) Modelo II (PPC absoluta com IPC) – Tabela 19 (pág. 106); c) Modelo III (PPC relativa com IPC) – Tabela 26 (pág. 109); d) Modelo IV (PPC relativa com IPA) – Tabela 33 (pág. 114). Existem evidência em favor da hipótese de exogeneidade fraca de algumas variáveis em relação aos parâmetros de interesse ( $\alpha$  e  $\beta$ ) nos modelos II, III e IV.

Um passo seguinte na modelagem para testar super-exogeneidade consistiria em estimar os modelos condicionais para cada um dos sistemas propostos. Entretanto esta etapa não pode ser ultrapassada devido a não ter sido possível dar significado econômico, de forma conjunta, aos vetores de co-integração encontrados.

Estimou-se, por exemplo, para o modelo III, dois sistema em que impõe as seguintes relações de co-integração: 1) PPC relativa, PTJD e DPC; 2) PTJR, PTJD e DPC. Os sistemas apresentam sinais claros de má-especificação. A hipótese de normalidade dos resíduos é violada e surge estrutura nos erros.

#### 4.5. Comparação com outros trabalhos sobre o tema realizados.<sup>29</sup>

Os principais trabalhos realizados com intuito de testar a PPC a dados brasileiros são os seguintes: Zini & Cati (1994); Duarte & Pereira (1988), Rossi (1996), Pastore *et alii* (1997) e, Alves & Fava (1996). Já no plano internacional há uma série de trabalhos utilizando uma metodologia econométrica mais antiga. Uma boa resenha destes trabalhos pode ser encontrada em Taylor & MacDonald (1992). Já MacDonald (1993), Johansen (1995), Johansen & Juselius (1992) e Juselius (1995) são exemplos de trabalho que utilizam a análise de co-integração.

MacDonald (1993) testa a PPC utilizando dados mensais para o período de 1974:1 a 1990:12 para França, Canadá, Alemanha, Japão e Reino Unido. Realiza testes de co-integração para a amostra completa e duas subamostras (1974:1 a 1981:12 e 1982:2 a 1990:12). Obtêm evidência de co-integração para alguns países. A grande ressalva que se faz a este trabalho é o fato de utilizar análise de co-integração de Johansen (1988) sem levar em conta a presença de variáveis  $I(2)$  nos sistemas estimados. Os testes ADF reportados indicam que muitas das séries devem ser integradas de ordem 2. O autor menciona o problema argumentando que a presença de variáveis  $I(2)$  não impede que elas co-integrem de forma a existir uma combinação linear estacionária. Isto é correto. Entretanto a presença de variáveis integradas de ordem dois no sistema torna os valores críticos das estatística do traço e do autovalor válidos utilizados na análise  $I(1)$  inadequados. Usando os valores críticos inadequados têm-se maior probabilidade de concluir pela existência de co-integração quando tal hipótese não for verdadeira. A presença de variáveis  $I(2)$  faz com que a existência de co-integração não possa mais ser interpretada como evidência favorável a PPC.

Crowder (1996) pesquisa a existência de co-integração entre câmbio nominal, nível de preços ao consumidor interno e externo para quinze países. Os resultados obtidos pelo autor sugerem que as séries pesquisadas possuem ordem de integração 2. A análise

---

<sup>29</sup> Na literatura recente alguns trabalhos testam a PPC a partir de dados de painel. A vantagem principal desta abordagem é incorporar maior informação aos modelos, e com isto, tentar aumentar o poder dos testes realizados, procurando contornar a grande deficiência dos testes baseados em série de tempo: o reduzido tamanho da amostra. Autores que utilizem dados de painel tem de enfrentar os seguintes problemas principais: a) diferença na velocidade de ajustamento nos diferentes países; b) heterocedasticidade; c) presença de autocorrelação cruzada (entre os distúrbios dos diferentes países). Os trabalhos de Abuaf & Jorion (1990) e Engle, Hendrickson & Rogers (1997) exploram esta linha.

multivariada sugere que existe co-integração entre as variáveis citadas mas os vetores de co-integração não obedecem às restrições de proporcionalidade ( $\beta=[1,-1,1]$ ).

Duarte & Pereira (1991) aplicam a análise de co-integração proposta por Johansen (1988) a dados brasileiros com intuito de testar a validade da PTJD, e da PPC para os bens internacionais. Os dados utilizados são mensais e a amostra compreende o período 1981:1 a 1988:12. Os autores estimaram os seguintes sistemas: I)  $(e, p, p^*, i, i^*)$ ; II)  $(e-p, p^*, i, i^*)$ ; III)  $(e-p, p)$ ; IV)  $(\Delta e, i, i^*)$ ; e V)  $(e-p, p^*)$ . Existe evidência de co-integração apenas para os sistemas I e IV. Os autores ressaltam que a evidência de co-integração para o sistema I pode estar ocorrendo devido a presença de variáveis I(2) que tornam os valores críticos utilizados inadequados. O sistema adequado para a análise da PPC e PTJD seria o II. Neste todas as variáveis possuem ordem 1 de integração pelos testes ADF reportados.

A evidência contrária a existência de co-integração entre as variáveis do sistema II pode estar ocorrendo devido a omissão indevida de variável. Em vez do sistema II, os autores deveriam ter estimado os sistemas seguintes:  $(e-p, p^*, i, i^*, \Delta e)$  ou  $(e-p, p^*, i, i^*, \Delta p)$ . A evidência de co-integração no sistema IV corrobora a PTJD.

Rossi (1996) utiliza a análise de co-integração proposta por Johansen para testar o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, a PPC, a PTJD e PTJR. No teste do modelo monetário o autor inspira-se nos trabalhos empíricos realizados por Taylor & MacDonald. Estes autores propõe interpretar a equação da abordagem monetária como sendo uma relação que só se verificaria no Longo Prazo. Desta forma a existência de uma combinação linear estacionária entre as variáveis câmbio nominal, moeda nominal interna e externa, produto real interno e externo e taxa de juros interna e externa poderia ser interpretada como evidência favorável ao modelo monetário.

O teste do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio a partir da análise de co-integração possui o inconveniente que os sistemas estimados conterão provavelmente variáveis integradas de ordem 2. As variáveis taxa de câmbio nominal, moeda interna e externa devem ser integradas de ordem 2. Utilizar inadvertidamente a análise proposta por Johansen (1988) para processos integrados de ordem 1 pode levar a conclusões errôneas. Rossi (1996) não menciona o problema interpretando, erroneamente, a evidência de co-integração entre as variáveis câmbio nominal, taxa de juros interna e externa, produto real interno e externo como resultado favorável ao modelo monetário. Os testes ADF reportados

em seu trabalho colocam em dúvida se todas as variáveis nos sistemas utilizadas para testar o modelo monetário possuem ordem 1 de integração.

No mesmo trabalho Rossi (1996) testa a hipótese da PPC a partir da análise multivariada. Novamente não discute as implicações que a presença de variáveis integradas de ordem dois nos sistemas estimados têm nos testes utilizados. Estima um sistema com as variáveis câmbio nominal, nível de preços interno e externo dos bens internacionais encontrando evidência de co-integração. Testa a hipótese de proporcionalidade sobre os coeficientes dos vetores de co-integração. A hipótese é aceita com folga. O autor interpreta este resultado como evidência favorável a PPC. Tal conclusão deve ser tomada com a devida cautela.

O presente trabalho utiliza dados para o mesmo período analisado por Rossi. Os resultados obtidos apontam que as séries câmbio nominal, nível de preços interno e externo no atacado ou ao consumidor possuem ordem dois de integração e co-integram. Aceita-se a hipótese que um dos vetores de co-integração obedecem às restrições de proporcionalidade. Já a análise do sistema reparametrizado (VI) com variáveis integradas de ordem 1 aponta que a série PPC não é estacionária, colocando dúvidas sobre a validade da PPC para o período.

Pastore *et alii* (1997) testam a PPC na sua versão absoluta e relativa para os bens domésticos e internacionais utilizando dados mensais. O período amostral é 1969:1 a 1996:12. A análise de co-integração é usada para testar a PPC na versão relativa. Encontram evidência de co-integração para testes realizados com amostra completa e diversas subamostras. A restrição de proporcionalidade não é testada formalmente. Um grande problema dos testes de co-integração baseados na análise multivariada é que são derivados sob a hipótese de resíduos gaussianos, apresentando distorções quando esta é violada. Os autores não reportam os testes de especificação dos modelos estimados.

Zini & Cati (1993) testam a PPC absoluta para dados anuais com um amostra secular (1855 a 1990). Não conseguem rejeitar a hipótese de raiz unitária para a série de PPC construída. Fava & Alves (1996) aplicando a metodologia de co-integração fracionária a mesma base de dados não conseguem rejeitar a hipótese de raiz unitária em favor de um comportamento reversível a média. Uma possível explicação para estes resultados reside na forma como foi construída a série de câmbio real utilizada. Zini & Cati para construir

uma série longa, utilizaram 4 séries de preços diferentes (custo de vida brasileiro, deflator do PIB brasileiro e americano e índice de preço no atacado inglês). A série de custo de vida possui o inconveniente de possuir uma grande proporção de bens domésticos. Já a série de preços externo é construída com dados de preços de dois países distintos. Desta forma, a utilização da dados presente em Zini & Cati (1993) pode não ser adequada para testar a PPC.

## Conclusão:

Esta dissertação teve por objetivo principal testar a validade das doutrinas da PPC em sua versão relativa e absoluta para dados brasileiros. A detecção de um comportamento reversível a média nas séries de câmbio real é tomado na literatura como evidência favorável a PPC absoluta. A partir dos resultados obtidos neste trabalho não existe evidência forte de comportamento reversível a média nas séries de PPC (apenas para a série construída a partir dos IPC's para o subperíodo amostral 1980:1 a 1994:2).

A análise de co-integração demonstra que para o período amostral entre 1980:1 a 1994:2, as séries de câmbio nominal, nível de preços brasileiros ao consumidor ou no atacado devem ser integradas de ordem dois. Os testes também apontam para existência de uma combinação linear que obedece às restrições sugeridas pela PPC quando utiliza-se índice de preços no atacado. Contudo, esta combinação não deve ser estacionária, apontando a insuficiência da PPC no período. A análise de co-integração e análise multivariada apontam evidência favorável à PPC em sua versão relativa.

Os testes também indicam que deve existir uma relação de co-integração entre as variáveis câmbio real e diferencial de juros. Este resultado vai ao encontro da evidência obtida para outros países. A análise também demonstrou que a série desvalorização do câmbio nominal do paralelo incorpora informação relevante aos modelos estimados. A explicação para isto é que esta variável era muito sensível às alterações na política econômica do país.

## Índice Remissivo:

- Abordagem Monetária, 28, 39  
Alves, 120, 122  
Análise Multivariada, 65, 90  
Balassa, 15, 16, 17, 18  
bens domésticos, 15, 16, 17, 19, 20, 21, 22, 75, 76, 122, 123  
bens internacionais, 76, 118, 121, 122  
Bergstrand, 19, 20  
Bhagwati, 17  
Câmbio Dual, 43  
Canuto, 28  
Cati, 63, 75, 80, 117, 118, 120, 122  
co-integração, 8, 9, 51, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 65, 66, 68, 69, 75, 95, 97, 99, 100, 103, 105, 107, 108, 109, 110, 111, 112, 113, 115, 116, 117, 118, 119, 120, 121, 122  
co-integração polinomial, 51, 54, 55, 57, 59  
comercializáveis, 12  
Dickey, 9, 62, 75  
Dickey-Fuller, 86  
diferencial de juros, 8, 28, 37, 45, 77, 107, 110, 111, 115  
domésticos, 75, 76  
Dornbusch, 9, 24, 28, 31, 32, 38, 39, 40, 41, 42, 43  
Edwards, 43  
Equilíbrio Geral, 18  
estacionária, 54, 55, 58, 59, 79, 80, 86, 96, 99, 107, 110, 115, 120, 121, 122  
exogeneidade fraca, 51, 59, 60, 98, 105, 106, 109, 114, 119  
Expectativas, 32  
Fava, 120, 122  
FIPE, 76, 79  
Fisher, 8, 15, 27, 42  
Frankel, 38, 39, 40, 41, 50  
Frenkel, 8, 27, 39, 40, 41, 42  
Fuller, 9, 62, 75  
Granger, 51, 55  
Hallwood, 28, 43  
Hamilton, 73  
Helpman, 13  
Hendry, 51, 59, 67, 70  
Heston, 18  
I(1), 54, 56, 57, 58, 65, 71, 72, 73, 84, 118, 120  
I(2), 54, 56, 57, 58, 59, 70, 71, 72, 74, 84, 90, 96, 120, 121  
IFS, 76, 77, 78  
integração, 51, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 64, 65, 66, 70, 72, 74, 80, 91, 92, 93, 94, 96, 102, 103, 105, 117, 121, 122  
IPA, 86, 88, 90, 112, 119  
IPC, 79, 86, 100, 108, 119  
Johansen, 8, 9, 51, 53, 56, 57, 60, 65, 66, 68, 69, 70, 71, 72, 74, 75, 78, 80, 92, 95, 120, 121  
Juselius, 8, 56, 60, 66, 68, 69, 70, 72, 74, 78, 95, 120  
Kravis, 18, 19  
Krugman, 8, 13, 21  
Lucas, 61  
MacDonald, 28, 30, 43, 120, 121  
Mussa, 42  
Nakane, 61, 63, 70, 80  
Obstfeld, 21  
Paroulo, 56, 57, 71  
Pastore, 76, 118, 120, 122  
Patei, 12  
Pereira, 80, 120, 121  
Perron, 9, 63, 64, 65, 88, 89, 118  
Pilbeam, 28  
PPC, 63, 64, 65, 75, 76, 78, 83, 86, 90, 95, 96, 100, 107, 112, 115, 116  
PPC absoluta, 12, 14, 16, 17, 29, 56, 59, 72, 86, 90, 96, 100, 107, 117, 118, 119, 122  
PPC relativa, 23, 86, 91, 108, 110, 112, 115, 116, 118, 119  
Preços Rígidos, 32  
PTJ, 8, 9, 28, 75, 77, 111, 112, 113, 115, 116  
PTIC, 8, 9  
PTJD, 8, 25, 26, 27, 28, 30, 32, 36, 39, 40, 49, 56, 72, 77, 78, 90, 97, 99, 100, 105, 107, 108, 110, 111, 112, 113, 115, 116, 118, 119, 121  
PTJR, 8, 9, 27, 28, 39, 111, 112, 115, 116, 118, 119, 121  
Raiz Unitária, 84, 85  
Rossi, 75, 80, 120, 121, 122  
Samuelson, 15, 17  
Summers, 18  
super-exogeneidade, 51, 59, 61, 119  
Tarifas, 13  
Taylor, 30, 120, 121  
Ultrapassagem, 31, 36  
Vogelsang, 63, 64, 88, 89  
Zini, 63, 75, 80, 117, 118, 120, 122

## Referências :

Abuaf, N. & Jorion, P. (1990); "*Purchasing power parity in the long run*"; In: *Journal of Finance*, 45, pág. 157-73.

Alves, D. & Fava V. D. (1996); "*A Fractional Cointegration Analysis of PPP for Brazil*"; In: *Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria - Águas de Lindóia*; SBE.

Baillie, R. & McMahon, P. (1989); "*The foreign exchange market: Theory and econometric evidence*"; Cambridge University Press.

Balassa, B. (1964); "*The purchasing power parity doctrine: a reappraisal*"; In: *Journal of Political Economy*, v. 72, pág. 584-596.

Bardsen, G. (1992); "*Dynamic Modeling of the Demand for Narrow Money in Norway*"; In: *Journal of Policy Modeling*, 14, 3, 363-393.

Bergstrand, J. H. (1991); "*Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: some Empirical Evidence*"; In: *American Economic Review*; março, 325-333.

Bhagwati, J. N. (1984); "*Why are Services Cheaper in the poor Countries?*"; In: *The Economic Journal*; nº 94, 279-286.

Branson, W. & Henderson, D. W. (1985); "*The Specification and Influence of Asset Market*"; In: Kenen, P. B. & Jones, R. W. *Handbook of International Economics*; vol. II, NBER.

Canuto, O; Baumann, R.; Gonçalves, R. & Prado, L. C. D. (1998); *A Nova Economia Internacional*; Campus Editora.

Corbae, D. & Ouliaris, S. (1988); "*Cointegration and tests of purchasing power parity.*"; In: *The Review of Economics and Statistics*, 4, v.70, pág. 508-511.

Corbae, D. & Ouliaris, S. (1990); "*A test of long-run purchasing power parity allowing for structural breaks*"; In: *Economic Record*, pág. 26-33, março.

Crowder, W. J. (1996); "*PPP when Prices are I(2)*"; In: *Review of International Economics*, 4(2), 234-246.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981); "*Likelihood Ratio Statistics for autoregressive time series with a unit root*"; In: *Econometrica*, v. 49, nº4.

Dornbusch, R. (1976); "*Expectations and Exchange Rate Dynamics*"; In: *Journal of Political Economy*, v.84, nº6, 1161-1176.

Dornbusch, R. (1982); "*PPP Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability*"; In: Journal of Political Economy, v. 90, nº 1, págs. 158-165.

Dornbusch, R. (1987); "*Purchasing Power Parity*"; In: NBER Working Paper nº1591.

Dornbusch, R.; Fisher, S. & Samuelson (1977); "*Comparative Advantage, trade and apyments in a Ricardian model with continuum of goods*"; In: American Economic Review, 67, 823-839.

Dornbusch, R., Dantas, D. V., Pechman, C., Rocha, R. R. & Simões, D. (1983); "*The Black Market for Dollars in Brazil*"; In: Quartely Journal of Economics, 25-40.

Duarte, A. R. & Pereira, P. L. (1991); "*Paridade do Poder de Compra e Paridade da taxa de juros para o Brasil: Uma abordagem via co-integração multivariada*"; In: Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria - Curitiba/PR.

Edwards, S. (1988); Real exchange rates, devaluation and adjustment; Cambridge, Mass.: MIT Press.

Enders, W. (1988); "*ARIMA and cointegration tests of PURCHASING POWER PARITY under fixed and flexible exchange rates*"; In: Review of Economics and Statistics, agosto, 505-508.

Engle, C.; Hendrickson, M. K. & Rogers, J. R (1997); "*Intra-National, Intra-Continental and Intra-Planetary PPP*"; In: NBER Working Paper; nº 6069; junho.

Frankel, J. A. (1979) "*On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rate Based on Real Interest Differentials*"; In: American Economic Review; v. 69, nº 4.

Frenkel, J. (1981); "*The Collapse of purchasing power parities during the 1970's*"; In: European Economic Review, v.16, pág. 145-165.

Frenkel, J. A. & Mussa, M. (1985); "*Asset Markets, Exchange Rate and The Balance of Payments*" In: Kenen, P. B. & Jones, R. W. Handbook of International Economics; vol. II, NBER.

Frenkel, J. A. (1978); "*Purchasing power parity doctrinal perspective and evidence from the 1920's*"; In: Journal of International Economics, 8, 169-91.

Fuller, W. A. (1976); Introduction to Statistical Time Series; Willey; New York.

Hallwood, C. P. & MacDonald, R. (1996); International Money and finance; Blackweel; Oxford, 2 nd.

- Hamilton, J. D. (1995); Time Series Analysis; Princeton.
- Helpman, E. & Krugman, P. (1989); Trade Policy and Market Structure; The MIT Press, London.
- Hendry, D. F. & Doornik, J. A. (1994); PcFiml 8.0 - Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems; ITP.
- Hendry, D. H. (1995); Dynamic Econometrics - Advanced Texts in Econometrics; Oxford University Press.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1992); "*Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK*"; In: Journal of Econometrics; 53, 211-244.
- Johansen, S. (1988); "*Statistical Analysis of cointegration vectors*"; In: Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1992); "*Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data*"; In: Journal of Policy Modeling, 14(3), 313-334.
- Johansen, S. (1995); "*A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables*"; In: Econometric Theory; 11, 25-59.
- Johansen, S. (1996); Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models; Oxford University Press.
- Juselius, K. (1995); "*Do PPP and UIP hold in LR? Na Example of likelihood inference in a multivariate time-series model*"; In: Journal of Econometrics, 69, 211-240.
- Kravis, Heston & Summers (1982); "*The share of services in Economic Growth*"; In: Adams, F. G. & Hickman, B.; Global Econometrics: Essays in Honour of Lawrence R. Klein; Cambridge, MIT Press.
- Krugman, P. (1978); "*Purchasing power parity and exchange rates: another look at the evidence*"; In: Journal of International Economics, v.8, n° 3, pág. 397-407.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. (1994); International Economics: Theory and Practice; HaperCollins Publishers.
- Lucas (1976); "*Econometric Policy Evaluation: A Critique*"; In: Brunner, K. & Meltzer, A, (eds.); The Phillips Curve and Labor Markets vol 1 of Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy; North-Holland Publishing Company.

Macdonald, R. (1993); "*Long - run purchasing power parity: is it for real?*"; In: *Review of Economics and statistics*.

Murro, A. N. (1995); "*Asymptotic theory of statistics from Unit Root Test Regression when the alternative is a breaking trend stationary model*"; In: *Estudios Economicos*; 10 (1).

Nakane, M. I. (1994); *Testes de Exogeneidade Fraca e de Superexogeneidade para a Demanda de Moeda no Brasil*; BNDES/BNDESPAR.

Paroulo, P. (1994); "*On the determination of integration indices in I(2) systems*"; In: *Journal of Econometrics*; 313-356.

Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. (1995); "*Taxa de câmbio real e os saldos comerciais*"; mimeo.

Pastore, A. C., Blum, B. S. & Pinotti, M. C. (1997); "*Paridade do Poder Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais*"; mimeo.

Patel, J. (1990); "*Purchasing power parity as a long - run relation*"; In: *Journal of Applied Econometrics*, 2, 367-79.

Perron, P. (1988); "*Trends and Random Walks in Macroeconomic Times Series: Futher Evidence from a New Approach*"; In: *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pág. 297-332.

Perron, P. (1989); "*The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis*"; In: *Econometrica*, 57, pág. 1361-1401.

Perron, P. (1993); "*The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis: Erratum*"; In: *Econometrica*, 61, pág. 248-249.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1990); "*Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean*"; In: *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, n° 2, págs.153-162.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992a); "*Nonstationarity and Level shifts with an application to Purchasing Power Parity*"; In: *Journal of Business & Economic Statistics*; 10, págs. 301-320.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992b); "*Testing for a Unit Root with a Changing Mean: Corrections and extensions*"; In: *Journal of Business & Economic Statistics*; 10, págs. 467-470.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1993); "A Note on the Asymptotic Distribution of Unit Root Tests in the Additive Outlier Model with Breaks"; In: Revista de Econometria; v.13, nº 2, págs. 181-201.

Perron, P.; Garcia, M. G. P. & Cati, R. C. (1997); "Unit Roots in The Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data"; mimeo.

Pilbeam, K. (1994); " International Finance; Macmillan, London.

Rossi, J. W. (1996); "O modelo de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil"; Pesquisa e Planejamento Econômico; v. 26; nº 2, pág. 155-182.

Samuelson, P. (1964); "Theoretical Notes on Trade Problems"; In: Review of Economics and Statistics, vol. 46, pág. 145-54.

Scherer, F. M. (1994); "Industry, Structure, Strategy and Public Policy"; HarperCollins Publishers.

Taylor, M. P & MacDonald, R. (1992); "Exchange Rate Economics: A Survey"; In: IMF Staff Papers; vol. 39 nº 1, pág. 1-99.

Taylor, M. P & MacDonald, R. (1993); "The monetary approach to the exchange rate"; In: IMF Staff Papers; vol. 40, nº 1, pág. 89-107.

Zini Jr., A. A. & Cati, R. C. (1993); "Co-integração e taxa de câmbio: teste sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990"; In: Pesquisa e Planejamento Econômico; v.23, nº 2, agosto; pág. 349-374.