

**MAURÍCIO ANDRADE WEISS**

**CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER E CURVA J, REVISÃO  
TEÓRICA E TESTES EMPÍRICOS PARA O CASO BRASILEIRO**

**Monografia apresentada como requisito  
parcial à conclusão do Curso de Ciências  
Econômicas, Setor de Ciências Sociais  
Aplicadas, Universidade Federal do  
Paraná.**

**Orientador: Mareio Jose Vargas da  
Cruz**

**CURITIBA 2006**

## TERMO DE APROVAÇÃO

MAURÍCIO ANDRADE WEISS

### CONDIÇÃO DE MARSHALL-ERNER E CURVA J, REVISÃO TEÓRICA E TESTES EMPÍRICOS PARA O CASO BRASILEIRO

Monografia apresentada como requisito parcial à conclusão do curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

Orientador:

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Marcio Jose Vargas da Cruz  
Departamento de Economia  
Universidade Federal do Paraná

  
\_\_\_\_\_  
Prof. José Luis da Costa Oliveira  
Departamento de Economia  
Universidade Federal do Paraná

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Mauricio Vez de Almeida Bittencourt  
Departamento de Economia  
Universidade Federal do Paraná

Curitiba, 10 de dezembro de 2006

Este trabalho é dedicado a minha mãe.  
Mulher incrível, inteligente, a qual sempre  
incentivou meus estudos. Agradeço a Deus  
por ser filho de uma mulher desta grandeza.

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente agradeço a Deus, fonte da verdadeira sabedoria, sempre dando força e saúde para a realização desse trabalho.

À minha família, minha eterna gratidão pelo infinito carinho, dedicação e apoio. Reconheço os esforços para que eu pudesse ter a melhor condição de estudo, mesmo nos momentos de turbulência financeira e nas horas mais difíceis.

Um agradecimento aos professores do Curso de Ciências Econômicas, em especial ao prof. Márcio Cruz, pelo apoio, acompanhamento e direcionamento durante todo o processo de realização deste trabalho. E também ao prof.dr. Oreiro, de grande responsabilidade por despertar meu interesse pela Macroeconomia.

À Adriana Ripka, minha namorada, que me apoiou, me incentivou e me orientou nos momentos em que mais precisei. Além disso, dedicou grande tempo e esforço nas questões operacionais deste trabalho, essencial para superar minhas dificuldades por estar morando em Antonina.

Aos amigos e companheiros de turma pelos momentos que compartilhamos. E a todos que diretamente e indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

“Só fazemos melhor aquilo que repetidamente insistimos em melhorar. A busca da excelência não deve ser um objetivo; E sim, um hábito”

Aristóteles

## SUMÁRIO

<b>LISTA DE ILUSTRAÇÕES.....</b>	<b>vii</b>
<b>RESUMO.....</b>	<b>viii</b>
<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>1</b>
<b>1 DISCUSSÃO TEÓRICA A RESEPEITO DO MODELO MUNDELL- FLEMING, CONDICÇÃO DE MARSHALL-LERNER E CURVA J.....</b>	<b>6</b>
<b>2 REVISÃO DE ESTUDOS APLICADOS REFERENTES A CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER E CURVA J.....</b>	<b>21</b>
<b>3 Análise aplicada ao caso brasileiro.....</b>	<b>34</b>
3.1 Estimação do Modelo Empírico.....	34
3.2 Resultados Empíricos.....	44
<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>55</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>57</b>
<b>ANEXO.....</b>	<b>60</b>

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

GRÁFICO - 01	MODELO IS-LM PARA ECONOMIA ABERTA.....	11
GRÁFICO - 02	DESMEMBRAMENTOS DE UMA DESVALORIZAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO.....	14
GRÁFICO - 03	A CURVA J.....	46
GRÁFICO - 04	BALANÇA COMERCIAL.....	35
GRÁFICO - 05	TAXA REAL DO CÂMBIO.....	35
QUADRO - 01	FONTE DE DADOS E SINAL ESPERADO.....	39
TABELA - 01	TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA DE PAGAMENTOS DO EGITO.....	31
TABELA - 02	BALANÇA COMERCIAL E VARIAÇÃO NA TAXA DE CÂMBIO DE GANA.....	32
TABELA - 03	TESTES DE ADF DE RAIZ UNITÁRIA.....	41
TABELA 4 –	TESTE JOHANSEN DE CO-INTEGRAÇÃO.....	43
TABELA 5 –	ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO 3.5.....	45
TABELA 6 –	ESTIMAÇÃO DO MODELO SEM O PARÂMETRO CONSTANTE (C).....	46
TABELA 7 –	ESTIMAÇÃO DO MODELO SEM “C” E COM ACRÉSCIMO de $C_{t-1}$ E TRANSFORMAÇÃO DE $YBR_t$ EM $YBR_{t-1}$ .....	47
TABELA 8 –	TESTE AUMENTADO DE ENGLE-GRANGER NO RESÍDUO ( $U_t$ ) DA EQUAÇÃO 3.3.....	48
TABELA 9 –	CURVA J EM NÍVEIS.....	50
TABELA 10 –	ESTIMAÇÃO PARA ANÁLISE DA CURVA J, ADOTANDO O CRITÉRIO DE SCHAWARZ.....	53
TABELA 11 -	ESTIMAÇÃO PARA ANÁLISE DA CURVA J EM DADOS ... MENNSAIS.....	54

## **RESUMO**

Este trabalho apresenta uma análise empírica sobre a Condição de Marshall-Lerner e a presença do fenômeno da curva J para o Brasil entre 1995 e 2006. Buscando uma análise mais consistente, utilizou-se do instrumental econométrico. Visando proporcionar um embasamento teórico, foi apresentada uma revisão dos conceitos referentes aos temas centrais deste trabalho, bem como, foram discutidos alguns trabalhos empíricos sobre outros países.

Palavras-Chave: Taxa de câmbio real, Condição de Marshall-Lerner; Curva J.

## INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio exerce um papel fundamental no bom funcionamento da economia. Ao mesmo tempo, sua variação tem conseqüências diversas para determinados setores da sociedade, sendo por isso, motivo de constantes divergências. O setor exportador defende um câmbio desvalorizado pois assim torna suas operações mais rentáveis. Já para setores da economia, onde grande parte dos insumos é importada e sua oferta é destinada ao mercado interno, o câmbio valorizado é mais benéfico.

Atualmente o Brasil adota o regime cambial flutuante. Diferentemente do que ocorreu em outras ocasiões (a exemplo do período no qual o real perdia força frente ao dólar, mas mantinha-se forçadamente valorizado) e que ocorre em outros países, o Banco Central não intervém diretamente no câmbio. As atuações no mercado de câmbio foram mais no sentido de aumentar as reservas cambiais (compras feitas pelo tesouro nacional) e desvincular a dívida interna ao dólar, por meio de swap reversos.

Tais medidas tiveram êxito no que tange seus objetivos específicos. As reservas internacionais aumentaram fortemente, passando de US\$ 60,450 milhões em 01 de novembro de 2005 para US\$ 78,701 milhões exatamente um ano depois<sup>1</sup>. Já o swap reverso permitiu uma grande diminuição da dívida atrelada ao dólar, ficando hoje em patamares mínimos, algo em torno de 3%. Além disso, o governo decidiu pagar antecipadamente algumas parcelas adiantadas da dívida externa, inclusive liquidando o débito com o FMI. Essas medidas possibilitaram uma diminuição da vulnerabilidade externa da economia brasileira, frente a ondas especulativas e a crises mundiais repentinas.

Como essas medidas não visaram manter a taxa de câmbio num determinado patamar, com a constante entrada de recursos externos, seja ocasionado pelo elevado

---

<sup>1</sup> Valores obtidos pelo site do BANCO CENTRAL, disponível em [www.bacen.gov.br](http://www.bacen.gov.br), acessado em 03/11/2006.

nível das exportações, seja por meio do capital especulativo, a taxa de câmbio se encontra fortemente elevada. Tal fato vem ocasionando críticas à política econômica de diferentes agentes econômicos, da imprensa especializada e de muitos economistas. Os setores da economia mais afetados são os que apresentam maior índices de exportação, como é o caso da agricultura e calçados. O setor automobilístico também sente a manutenção da taxa de câmbio valorizada, fazendo com que o País perca disputa de projetos de investimento em relação a outros países.

O governo responde mostrando os números constantemente elevados do saldo da balança comercial, a qual bate récorde sobre récorde. O Brasil além de estar exportando em maior quantidade, chegando a 118,3 bilhões de dólares em 2005<sup>2</sup>, aumentou sua participação no comércio internacional. Este crescimento é verificado nos mais diversos setores da economia, podendo dar a impressão de que o câmbio valorizado não prejudica as exportações.

Esta aparente contradição demanda um maior entendimento de como as exportações e importações são afetadas pelo câmbio. É de entendimento geral que uma valorização cambial tende a deteriorar as exportações líquidas, porém para que isto ocorra é preciso atender a Condição de Marshall-Lerner. Ou seja, é preciso que uma valorização cambial diminua as exportações e aumente as importações em grau suficiente para suplantarem o aumento do valor relativo de nossos produtos.

Verificar se a Condição de Marshall-Lerner ocorre para o caso brasileiro, será o problema principal a ser respondido por este trabalho. Deste problema decorrem outros, como: existindo tal condição, em quanto tempo ela ocorreria? Haveria o formato de uma curva em J? Seria possível determinar uma política cambial otimizadora para as exportações líquidas?

Sendo assim, este trabalho tem como objetivo geral averiguar os efeitos da taxa de câmbio sobre a balança comercial brasileira, a fim de verificar a existência, ou não, da Condição de Marshall-Lerner para as exportações líquidas brasileiras. Em termos de objetivos específicos, o primeiro é fazer um levantamento de referenciais teóricos e de estudos aplicados sobre o tema do trabalho, afim de encontrar

---

<sup>2</sup> Os dados foram obtidos no site do IPEADATA, disponível em [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br), acessado 10/05/2006.

fundamentos e embasamentos na realização da análise desta condição no Brasil. Posteriormente, estimar por meio do método dos mínimos quadrados ordinários para séries de tempo, a relação entre taxa de câmbio e exportações líquidas; a fim de saber da existência, ou não, da Condição de Marshall-Lerner e da curva J no Brasil, entre Janeiro de 1994 e Julho de 2006.

A justificativa da escolha do tema se dá, primeiramente, pela importância de se obter estimativas para a relação entre a taxa de câmbio e as exportações líquidas. Além de ser importante, este não tem sido suficientemente debatido. Outra justificativa está no enriquecimento acadêmico que esta reflexão pode proporcionar. Pois se trabalhará com um tema ligado à Macroeconomia e à Economia Internacional e usará da econometria como ferramenta para os testes empíricos. O período selecionado para fazer esta análise é de Janeiro de 1994 a Julho de 2006. Foi escolhido este intervalo de tempo por ser um período de maior estabilidade econômica e de uma mesma moeda, diminuindo os problemas para a análise econométrica.

O início deste trabalho se dará por meio de um levantamento de estudos aplicados referentes ao tema da Condição de Marshall-Lerner e da curva J. A fim de dar maior embasamento teórico sobre esses temas, será analisado o modelo Mundell-Fleming, o qual trabalha as relações econômicas para uma economia aberta, onde se focará nas variáveis determinantes para as exportações líquidas. Ambos os estudos serão baseados em manuais de Economia Internacional e de Macroeconomia. Em relação aos primeiros, também se fará um levantamento de artigos que trabalham com definições a respeito desses temas. Feito o levantamento teórico, se buscará trabalhos empíricos sobre a verificação da Condição de Marshall-Lerner e da curva J em outros países, a fim de melhorar o entendimento e auxiliar nos caminhos a serem percorridos neste trabalho. A seleção dos artigos será feita em periódicos econômicos, além de outros artigos que parecerem adequados.

Posteriormente se fará um levantamento de dados das importações, exportações, taxa de câmbio real, renda do Brasil e do resto do mundo, do período que se estende de Janeiro de 1995 a julho de 2006. Devido à impossibilidade de encontrar essa renda em dados trimestrais, será utilizado o PIB dos EUA e da Argentina como

variável proxy da renda do resto do mundo. Estes dois foram escolhidos por serem individualmente os dois principais destinos das exportações brasileiras. Além do mais, variações da renda dos EUA influenciam o aumento da renda do resto do mundo. A coleta dos dados será retirada de sites do BACEN e IPEADATA para o caso brasileiro, economagic para o PIB dos EUA e Instituto Nacional de Estadística y Censon para o PIB argentino.

O modelo foi escolhido com base no referencial teórico apresentado e por exemplos de trabalhos sobre outros países. Este modelo utilizará todas as séries históricas expressas acima e terá como objetivo verificar as relações entre taxa de câmbio real e a balança comercial no curto e longo prazo. E por consequência verificar a Condição de Marshall-Lerner e a curva J. Para fazer essa análise, se recorrerá ao método econométrico dos mínimos quadrados ordinários de regressão múltipla, aplicando-o para séries temporais. Como os dados das importações, das exportações e da taxa de câmbio real estão com a periodicidade mensal e a renda em dados trimestrais, será necessário transformar os dados mensais em trimestrais.

O motivo de se utilizar uma aplicação econométrica, está em dar uma maior consistência para análise empírica para no estudo das relações econômicas presentes neste trabalho. A escolha do método citado acima se deve por ele possibilitar estimar uma reta das relações entre a variável dependente e as variáveis explicativas com o menor número de erros possíveis. Isto se dará quando a soma dos quadrados dos erros for mínima, o que justifica o nome do método. A fim de se investigar a estrutura dos efeitos da taxa de câmbio na balança comercial, será adotado a defasagem de Almon. Ela é um método que permite verificar os efeitos de período por período, além da soma destes, que seria o efeito de longo prazo. Para se verificar se as variáveis são estacionárias se fará o teste ADF, e para analisar o relacionamento entre elas no longo prazo se fará o teste de co-integração de Engle-Granger e de Johansen.

Este trabalho será dividido em três capítulos, além da introdução e conclusão. O primeiro capítulo será o referencial teórico; nele haverá uma apresentação e explicação sobre os conceitos e as relações implícitas no modelo Mundell-Fleming, na questão da Condição de Marshall-Lerner e da curva J. O segundo trará exemplos

empíricos de alguns países sobre os temas tratados no capítulo anterior. Ele ainda visa verificar a teoria e os métodos que os autores empregaram nos respectivos trabalhos. O último capítulo será a análise empírica, por meio de testes econométricos, das relações estudadas neste trabalho, aplicadas para o caso brasileiro.

## 1 – DISCUSSÃO TEÓRICA A RESPEITO DO MODELO MUNDSELL-FLEMING, CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER E CURVA J.

Para analisar os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações e importações faz-se necessário explicitar como essas variáveis são dependentes diretamente daquela. Estas relações serão expressas por meio do modelo Mundell-Fleming, elaborado durante a década de 60. Tal modelo tem seu nome em homenagem a seus principais proponentes, Robert Mundell e Marcus Fleming. O método trabalha com o relacionamento de três mercados, o mercado de bens, o monetário e o das taxas de câmbio, tendo os preços como perfeitamente flexíveis no longo prazo. Na verdade este modelo é uma continuação dos modelos IS – LM, que tratam sobre o mercado de bens e monetários em uma economia fechada. Com a abertura da economia o Modelo Mundell-Fleming passa a incorporar a importância da taxa de câmbio no equilíbrio macroeconômico.

Existem algumas críticas a este modelo<sup>3</sup>, como também modelos alternativos para a economia aberta. A escolha do Modelo Mundell-Fleming neste trabalho se deve pela ampla utilização e relativa simplicidade quando se trata de economia aberta, sendo adequado ao objetivo deste trabalho. Porém, antes de trabalhar nas relações entre câmbio e exportações líquidas do modelo em questão, será apresentado algebricamente o modelo IS-LM, principalmente no equilíbrio do mercado de bens e serviços (IS), o qual é modificado com a abertura econômica.

A equação IS é expressa da seguinte maneira<sup>1</sup>:

$$1.1 - Y = C(Y_d) + I(r) + G.$$

Onde Y é a quantidade de bens produzida; C é o consumo total das famílias; Y<sub>d</sub> é a renda total da economia subtraída pelos impostos diretos (Y-T), ou seja, a renda

---

<sup>3</sup> Críticas e modelos alternativos são apresentados em HOONTRAKUL, P. E GIBA S (1999)

<sup>1</sup> Ao longo deste trabalho será considerado a inflação esperada ( $\pi^e$ ) igual a zero. Assim pode-se adotar o conceito de  $i = r - \pi^e$ , sendo,  $i = r$ .

disponível;  $I$  é o investimento do setor privado e  $G$  são os gastos do governo. O produto varia positivamente com as 3 variáveis da equação. As quais serão mais bem definidas e desenvolvidas a seguir. (MANKIWI, 1997)

A equação LM é expressa por meio da relação:

$$1.2 - \quad M/P = L(i, Y).$$

Onde  $M/P$  equivale à oferta real de moeda e  $L$  a demanda por moeda, que é relacionada positivamente com o aumento da renda ( $Y$ ) e negativamente com a taxa de juros nominal ( $i$ ). Como a introdução da abertura da economia não altera esta identidade e por não ser foco do presente trabalho, não será apresentado o desenvolvimento algébrico da mesma. (MANKIWI, 1997)

Retomando a equação da curva IS, MANKIWI (1997) procura trabalhá-la melhor algebricamente. Para isto ele demonstra quais são as funções consumo e investimento. A função consumo pode ser estabelecida como:

$$1.3 - \quad C = a + b(Y-T);$$

Onde “ $a$ ” significa o consumo autônomo da economia, ou seja a parcela de consumo independente a variações da renda. Já o parâmetro  $b$  significa a propensão marginal a consumir, ou seja, em quanto que o consumo aumentaria com o crescimento da renda disponível, “ $b$ ” sempre será positivo e estará entre 0 e 1.

A função investimento é apresentada como:

$$1.4 - \quad I = c - dr,$$

Onde “ $c$ ” significa o investimento autônomo da economia, o parâmetro “ $d$ ” determina a variação dos investimentos conforme o aumento ou diminuição da taxa de juros. O sinal negativo é devido à relação inversa entre investimento e taxa de juros, isto é, o aumento dos juros age negativamente para a decisão de investimento dos

agentes econômicos. Substituindo as duas funções acima na identidade de contabilidade nacional,  $Y = C + I + G$ , temos:

1.5 -  $Y = [a + b(Y-T)] + (c - dr) + G$ . Isolando Y no lado esquerdo, a equação fica:

$$1.6 - Y - bY = (a + c) + (G - bT) - dr.$$

Colocando Y em evidência no lado esquerdo da equação  $Y(1-b)$ , então dividindo  $1 - b$  pelos dois lados da equação tem-se a expressão algébrica da curva IS:

$$1.7 - Y = \frac{a + c}{1 - b} + \frac{G}{1 - b} + \frac{(-b)}{1 - b} \cdot T + \frac{(-d)}{1 - b} \cdot r$$

Ou seja, considerando uma política fiscal constante (G e T fixos) esta equação relaciona a variação da renda (Y) com a variação da taxa de juros real (r) da economia. A sensibilidade de “Y” em relação à “r” é dada pelo coeficiente da taxa de juros  $-d/(1-b)$ . Quanto maior for d, maior será o impacto negativo na renda com o aumento dos juros.

Pode-se trabalhar com outras questões e relações que esta equação permite tirar, porém não é o foco deste trabalho. Tendo expressado a equação da curva IS-LM e a desenvolvido brevemente, podemos agora trabalhar com o Modelo Mundell-Fleming de uma economia, na qual se acrescenta o saldo da balança comercial na equação. Este modelo é comumente expressado como :

$$1.8 - Y = C(Y_d) + I(r) + G + NX.$$

NX é a variável nova, que é na verdade o saldo da balança comercial da economia. Entretanto NX pode ser desmembrado nas funções das importações e das exportações. O desenvolvimento destas funções está baseado em BLANCHARD (2001).

As importações são afetadas basicamente pela renda interna e pela taxa de câmbio. Podendo ser expressa pela fórmula:

$$1.9 - M = M(Y, \epsilon).$$

Isto é, as importações (M) variam positivamente com a renda (Y), pois se parte do princípio de que o aumento da renda gera maior demanda e parte desta, em um país aberto economicamente, é suprida por importações.

A outra variável é a taxa real de câmbio, ou seja, a relação entre o preço do bem estrangeiro e o preço do bem nacional. Um aumento da taxa nominal de câmbio (E), com uma taxa de inflação inferior ao aumento dessa, fará com que os preços dos bens estrangeiros se tornem relativamente mais altos que os bens nacionais: diminuindo, por sua vez, a demanda por bens estrangeiros. Para transformar os bens estrangeiros em termos de bens produzidos internamente, deve-se multiplicar o total das importações (M) com a taxa real de câmbio, ficando o valor total das importações igual a “ $\epsilon M(Y, \epsilon)$ ”.

Já as exportações não sofrem influência direta da renda doméstica, mas sim sobre a renda do resto do mundo. A influência da taxa de câmbio sobre as exportações tem um sentido oposto ao das importações. Formalmente esta relação é expressa por:

$$1.10 - X = X(Y^*, \epsilon).$$

O crescimento da renda do resto do mundo proporcionará um aumento da demanda mundial por diversos produtos, sendo que parte deste aumento recairá por bens produzidos no país em questão. Por exemplo, o crescimento da Argentina deverá aumentar às exportações brasileiras.

Para as exportações, a taxa real de câmbio terá um efeito exatamente oposto ao das importações. Isto ocorre porque o bem nacional fica relativamente mais barato que o estrangeiro. Conseqüentemente, o resto do mundo deslocaria parte da demanda em direção aos produtos nacionais. Seguindo o exemplo, os argentinos diminuiriam a

demanda por bens daquele país (além dos importados de outros países) e passariam a demandar bens brasileiros.

Após desenvolver a relação das exportações líquidas (NX) pode-se retomar o Modelo Mundell-Fleming, ficando da seguinte maneira:

$$1.11 - Y = C(Y_d) + I(r) + G - \epsilon M(Y, \epsilon) + X(Y^*, \epsilon).$$

Agora a equação é mais complexa com a inclusão de uma variável totalmente exógena à economia, que é a renda do exterior ( $Y^*$ ). Nesta nova equação a taxa de câmbio além de afetar diretamente a balança comercial, passa também a ser uma variável de importância para o crescimento da renda.

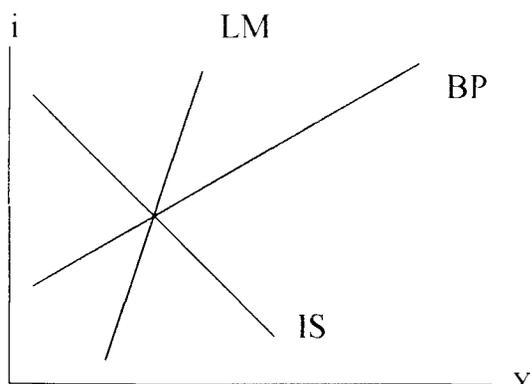
FROYEN (2005) apresenta o modelo Mundell-Fleming<sup>5</sup> através de representações gráficas, as quais serão apresentadas para facilitar a compreensão do leitor para a questão aqui tratada.

No eixo horizontal está a renda e no vertical a taxa real de juros. A curva LM tem sua inclinação positiva, pois um aumento na renda ocasiona um aumento na demanda de moeda, com uma oferta dada de moeda, as taxas de juros tendem a aumentar, fazendo com que a curva LM resultante dos pontos de equilíbrio das diversas combinações entre  $Y$  e  $r$  tenha o formato acima. Já a curva IS tem sua inclinação negativa, isto ocorre porque um aumento da taxa de juros ocasiona uma retração do produto, tais combinações resultam na curva IS que é a representação do mercado de bens.

---

5 Froyen trata o modelo Mundell-Fleming sob a ótica da poupança, a qual é representada pela equação:  $C - S + T = Y = C + I + G$ . Ao acrescentar as exportações ( $X$ ) e importações ( $M$ ) na equação e fazer simplificações matemáticas, ela pode ser apresentada como:  $S(Y) + T + M(Y, \epsilon) = I(r) + G + X(Y^*, \epsilon)$ , cujo significado é o equivalente da equação 11, apenas sob a ótica da poupança.

GRÁFICO 1.1 MODELO IS-LM PARA ECONOMIA ABERTA<sup>6</sup>



FONTE: FROYEN (2005)

NOTA: Gráfico que representa as relações de equilíbrio do mercado monetário (LM), mercado de bens (IS) e da Balança de Pagamentos (BP), levando em consideração os pontos de equilíbrio das combinações entre taxas nominais de juros ( $i$ ) e da renda ( $Y$ ). A curva BP também tem sua inclinação positiva, pois ao aumentar a renda, será necessário um aumento correspondente nos juros a fim de se manter a Balança de Pagamentos em equilíbrio.

Este gráfico ainda apresenta a curva de Balanço de Pagamentos (BP). Ela é resultado das exportações menos importações mais a entrada líquida de capitais autônomos. A curva BP representa o equilíbrio do balanço de pagamentos, ou seja, não ocorre variação das reservas internacionais de moeda. A equação para a curva BP pode ser descrita como<sup>7</sup>:

$$1.12 - X(Y^*, \epsilon) - M(Y, \epsilon) + F(r, r^*) = 0.$$

Os dois primeiros itens da equação representam as exportações líquidas. O terceiro item significa a entrada líquida de capitais autônomos. Esta entrada depende da diferença entre as taxas de juros domésticas e a internacional. Ou seja, ela varia positivamente com o aumento da taxa de juros doméstica e negativamente com a taxa

<sup>6</sup> Gráfico retirado do Livro de Macroeconomia de FROYEN (2005), pg 583

<sup>7</sup> Mankiw adota a taxa de câmbio nominal ( $\theta$ ) ao invés da real ( $\epsilon$ ) como adotado por outros autores, porém ele considera os preços de ambos países como fixos, sendo assim uma alternância de 0 será uma alternância de  $\epsilon$ . O que permite manter  $\epsilon$  como variável de influencia sobre as importações e exportações, mantendo-se assim, a padronização do presente trabalho.

de juros externa. A taxa de juros externa, assim como a renda externa, é variável exógena, isto é, são tomadas como dados (FROYEN, 2005)<sup>8</sup>.

A curva BP também apresenta sua inclinação positiva. Isto ocorre porque ao aumentar a renda, aumenta a demanda por importações, o que não acontece com as exportações, para compensar a piora da balança comercial é preciso aumentar a entrada de capitais. Isto se daria com o aumento dos juros. Ou seja, ao aumentar a renda, será necessário um aumento correspondente nos juros a fim de se manter a Balança de Pagamentos em equilíbrio. Estas combinações fazem com que a curva da BP tenha a inclinação da figura acima.

É importante ressaltar que a inclinação positiva da BP de pagamentos decorre do fato de as taxas de juros domésticos e estrangeiros serem diferentes. Isto ocorre porque há uma mobilidade imperfeita de capitais. Sendo assim, os ativos domésticos e estrangeiros não são substitutos perfeitos, embora ainda sejam substitutos. Caso fossem substitutos perfeitos, haveria uma mobilidade perfeita de capitais e os investimentos se moveriam para o país onde os juros estivessem mais altos, a fim de obter ganhos de arbitragem. Este movimento de capitais chegaria a ponto de igualar as taxas de juros entre os países, ou seja,  $r = r^*$ . Neste caso a curva BP seria horizontal. (FROYEN 2005)

Porém, como no Brasil, o qual é o objeto deste trabalho, há um prêmio de risco a ser pago pelos títulos, a mobilidade será menos que perfeita, fazendo com que haja uma diferenciação entre as taxas de juros. Permitindo, assim, adotar a curva da BP com inclinação positiva, como um modelo mais adequado.

Com base em FROYEN (2005) é possível fazer um gráfico mostrando quais seriam as conseqüências de uma política monetária expansiva em uma economia com taxa de câmbio flexível. O primeiro aumento de uma oferta monetária na economia seria o deslocamento da curva LM para baixo, passando de LM para LM'. Fazendo

---

<sup>8</sup> Importante salientar que para as relações expressas acima terem este comportamento, a economia deve estar operando com um livre mercado de capitais. Neste modo, um aumento nos juros ( $i$ ) fará que ocorra um aumento na demanda por ativos financeiros domésticos. Entretanto se existe um controle para este fluxo de capitais, um aumento ou diminuição dos juros, pode não acarretar em variações na entrada ou na saída de capitais.

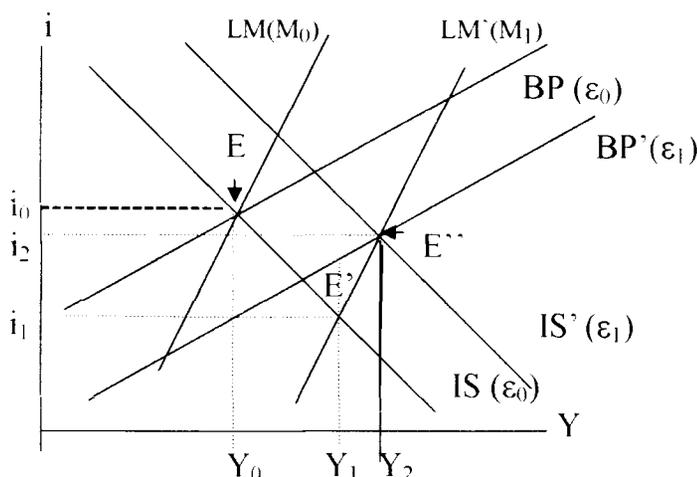
com que o ponto de equilíbrio da economia passe de  $E_0$  para  $E_1$ . Com isto, a taxa de juros cai de  $i_0$  para  $i_1$  e a renda aumenta de  $Y_0$  para  $Y_1$ . Neste momento a economia opera num ponto abaixo da curva BP, ou seja, está ocorrendo um considerável déficit na balança de pagamentos.

Como a economia está operando num sistema de câmbio flexível, a taxa de câmbio subirá de  $\epsilon_0$  para  $\epsilon_1$ , afim de ajustar o mercado de câmbio, fazendo com que a curva BP se desloque para a direita, passando de BP para  $BP'$ . A depreciação cambial faz com que as exportações aumentem e as importações diminuam, aumentando a demanda pelos produtos domésticos; provocando um deslocamento da curva IS para direita, passando de IS para  $IS'$ . Após estes deslocamentos o novo ponto da economia seria  $E''$ , com taxas de juros  $i_2$  e renda  $Y_2$ .

A desvalorização da taxa de câmbio possibilitou um reequilíbrio na balança de pagamentos, após uma política monetária expansionista, possibilitando um equilíbrio interno tanto como externo (algo que para muitos autores é o grande objetivo das políticas macroeconômicas). Além de reequilibrar o balanço de pagamentos, o câmbio flutuante possibilitou um aumento ainda mais expressivo da renda, pois deslocou a demanda para os produtos domésticos.

Neste exemplo fica evidente que uma política monetária expansiva, tem um efeito muito maior sobre a renda, quando o sistema de câmbio adotado é o flexível. No exemplo anterior, se o câmbio fosse fixo, a economia teria se expandindo apenas para  $Y_1$ . Entretanto, em casos de uma política monetária restritiva, o câmbio flutuante faria com que a renda diminuísse ainda mais do que seu primeiro movimento restritivo, pois acarretaria em uma valorização cambial, e deslocamento da demanda para produtos do exterior. Neste caso, o regime de taxas de câmbio fixas seria mais favorável para a renda do país. Ou seja, a política monetária tem efeitos mais expressivos em regimes de câmbio flutuantes.

GRÁFICO 2 – DESMEMBRAMENTOS DE UMA DESVALORIZAÇÃO DA TAXA DE CâMBIO



FONTE: ADAPTAÇÃO DE FROYEN (2005)

Após estes parágrafos, parece evidente que uma desvalorização da taxa de câmbio, isto é, um aumento de “ $\epsilon$ ”, será favorável para o balanço comercial. Porém, os resultados deste exemplo, mantêm como hipótese a validade da condição de Marshall-Lerner. Para compreender melhor esse fenômeno, é necessário retornar à definição de exportações líquidas (que é na verdade o saldo da balança comercial):

$$1.13 - NX = X - \epsilon M,$$

Substituindo X e M por suas definições expressas acima, tem-se:

$$1.14 - NX = X(Y^*, \epsilon) - \epsilon M(Y, \epsilon).$$

Nesta definição encontra-se a variável  $\epsilon$ , da taxa real de câmbio, afetando a balança comercial por meio de três meios.

Em relação às exportações (X), o aumento de  $\epsilon$ , faz com que essas aumentem, pois os preços dos produtos nacionais se tornam relativamente mais baratos no exterior. Em relação às importações (M), a desvalorização da moeda torna os bens produzidos internamente mais baratos que os do exterior, o que diminui as

importações. O diferencial desta equação é que o preço relativo das importações aumenta. Ou seja, os mesmos produtos importados antes, agora custam mais caro para comprar, podendo ocasionar um aumento do valor total das importações, mesmo com a redução da quantidade (BLANCHARD 2001)

A Condição de Marshall-Lerner é verificada quando uma desvalorização real do câmbio ocasiona um aumento das exportações e uma diminuição das importações suficiente para suprir o aumento do preço das importações. Isto é, que ocorra um aumento das exportações líquidas. Originalmente, esta condição estava relacionada com um aumento nas transações correntes, supondo o comércio e serviços de não. Porém a fim de simplificar a análise aplicada, o setor de serviços não fatores fatores. (transportes, seguros, viagens internacionais etc), não será considerado. Deste modo a Condição de Marshall-Lerner será relativa à verificação da melhora da balança comercial, restrita ao comércio de bens, ocasionada pela desvalorização cambial. (VANSSAY 2003)

Esta condição pode ser mais bem entendida e explicada por meio de uma dedução algébrica, que terá como base as definições expressas acima e em BLANCHARD (2001). Tendo como base a equação  $NX = X - \epsilon M$  (1.16), e que o comércio esteja em equilíbrio, tem-se então  $0 = X - \epsilon M$ ;  $X = \epsilon M$ , a Condição de Marshall-Lerner é a qual um aumento de  $\epsilon$  (desvalorização cambial real) produz um aumento nas exportações líquidas. Isso se dá inicialmente por uma variação da taxa real de câmbio ( $\Delta\epsilon$ ). A equação ficaria:

$$1.15 - \Delta NX = \Delta X - \epsilon \Delta M - M \Delta \epsilon.$$

A fim de simplificar a equação dividi-se todos os termos por X, ficando:

$$1.16 - \frac{\Delta NX}{X} = \frac{\Delta X}{X} - \frac{\epsilon \Delta M}{X} - \frac{M \Delta \epsilon}{X}$$

Como  $X = \epsilon M$  podemos substituir  $\epsilon/X$  por  $1/M$  e  $M/X$  por  $1/\epsilon$ , ficando :

$$1.17 - \frac{\Delta NX}{X} = \frac{\Delta X}{X} - \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta \epsilon}{\epsilon}$$

Ou seja, a variação da balança comercial decorrente de uma variação cambial real, ponderada pelas exportações, é igual a soma da variação proporcional das exportações ( $\Delta X/X$ ), mais a variação proporcional das importações ( $-\Delta M/M$ ) a qual é precedida de sinal negativo; sendo ambos induzidos pela variação real. Somada ainda com a alteração proporcional da taxa real de câmbio ( $-\Delta \epsilon/\epsilon$ ), também precedida de sinal negativo.

A Condição de Marshall-Lerner se dará quando a soma dos três termos da equação for positiva, ou seja, uma depreciação real aumentará as exportações líquidas. O exemplo numérico usado por BLANCHARD (2001) tornou mais simples tal explicação. Supondo uma depreciação de 1% que provoque uma elevação das exportações em 0,9 % e uma diminuição das importações em 0,8 %, o somatório da equação ficaria:  $NX = 0,9 - (-0,8) - 1\% \Rightarrow NX = 0,7\%$ . Neste caso, a Condição de Marshall-Lerner seria atendida.

A condição de Marshall-Lerner, também pode ser entendida pela ótica da elasticidade<sup>9</sup>. Ela ocorre quando as somas das elasticidades (em valores absolutos) das importações e das exportações em relação à taxa real de câmbio são maiores que um. Supondo que o equilíbrio do saldo da balança comercial seja expresso em moeda doméstica, caso a elasticidade da demanda pelas importações seja igual a zero, a desvalorização cambial irá aumentar o valor das importações no total da desvalorização. Neste caso a elasticidade das exportações deve ser maior que um e o suficiente para suplantar o aumento do valor das importações. (VANSSAY, 2003)

No outro extremo, caso a elasticidade das exportações seja igual a zero, não ocorrerá uma mudança no valor das exportações, então a quantidade das importações deve diminuir a ponto de suplantar o aumento do preço das importações. Ou seja, a elasticidade das importações deve ser maior que um. Conclui-se que não é necessário

---

<sup>9</sup> APPELYARD e FIELD (1986), KENEN (1999), KRUGMAN (1999), trabalham com esta ótica. O primeiro procura explicar por meios gráficos, o segundo mais teoricamente e o último faz uma dedução algébrica sobre a Condição de Marshall-Lerner.

que tanto a elasticidade das exportações quanto a das importações em relação a uma desvalorização real do câmbio sejam maiores que um. Bastando que a soma delas o sejam. (VANSSAY, 2003)

A explicação algébrica pode ser dada retomando a equação 1.17 e dividindo os dois lados da equação por  $\Delta\epsilon/\epsilon$ , ficando:

$$1.18 - \frac{\Delta NX}{X} / \frac{\Delta\epsilon}{\epsilon} = \frac{\Delta X}{X} / \frac{\Delta\epsilon}{\epsilon} - \frac{\Delta M}{M} / \frac{\Delta\epsilon}{\epsilon} - 1$$

Tal que:

$$- \frac{\Delta M}{M} / \frac{\Delta\epsilon}{\epsilon} \text{ é a elasticidade de M em relação à } \epsilon (\eta^*)$$

$$- \frac{\Delta X}{X} / \frac{\Delta\epsilon}{\epsilon} \text{ é a elasticidade de X em relação à } \epsilon (\eta)$$

Então para que a equação 1.18 seja positiva é necessário que, q menos  $\eta^*$  seja maior que 1. Isto quer dizer que a variação da balança comercial, ponderada pelas exportações, ocasionada pela variação da taxa de câmbio real, será positiva se a diferença entre a elasticidade das exportações em relação ao câmbio e a elasticidade das importações em relação ao câmbio forem maiores que 1. Como a elasticidade das importações sempre será um valor negativo, essa diferença na verdade será uma soma. Sendo assim, a equação para que ocorra a Condição de Marshall-Lerner, será<sup>10</sup>:

$$1.19 - q + \eta^* > 1$$

A equação 1.19 é a representação algébrica para a definição de Vanssay. Importante salientar que, caso a balança comercial esteja inicialmente com o saldo negativo e ocorra uma desvalorização real do câmbio, a condição de Marshall-Lerner não será suficiente para alcançar o equilíbrio da balança comercial, embora seja necessária. Supondo a elasticidade das importações igual a zero, as importações irão

<sup>10</sup> Sempre que a Condição de Marshall-Lerner for representada pela equação 1.21, a elasticidade da importação estará em valor absoluto. Quando aparecer  $\eta - \eta^* > 1$ , a elasticidade estará no seu valor real.

aumentar na mesma proporção da desvalorização. Neste caso, a elasticidade das exportações em relação à taxa de câmbio deve ser não apenas maior que um, mas sim, o suficiente para o valor das exportações ultrapassar ao das importações.

Contudo, um fato freqüentemente observável logo após as desvalorizações cambiais, é a piora no saldo das transações correntes do país, tendo uma consequência inversa do pressuposto da condição de Marshall-Lerner. Só após algum tempo esta condição iria se confirmar. Ou seja, a depreciação real da moeda primeiramente pioraria a conta corrente para depois melhorá-la. Ao se analisar um gráfico que relacionasse o saldo da conta corrente com o tempo, se verifica uma curva a qual o formato se assemelharia a um J, dando nome a esse efeito de Curva J. (KRUGMAN, 1999).

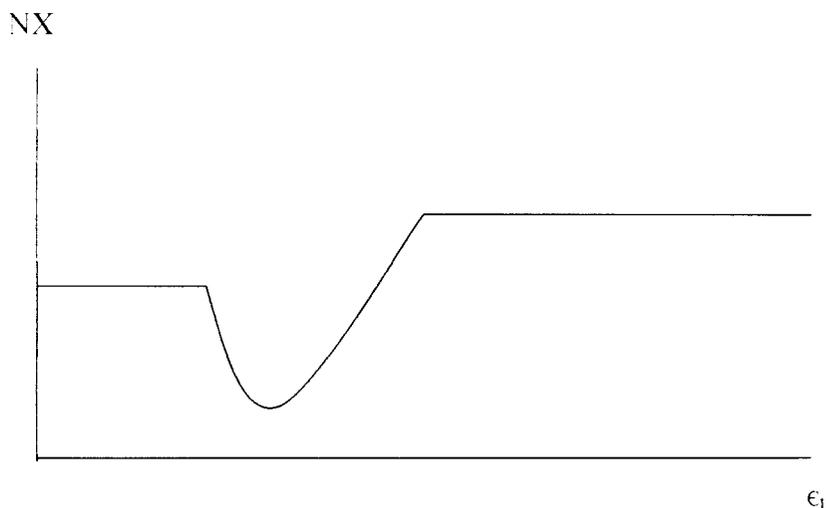
Isto ocorre primeiramente porque os contratos de exportação e importação são feitos no médio ou longo prazo, sendo assim uma desvalorização não iria aumentar significativamente as exportações e diminuir as importações imediatamente. Como ocorre um aumento do nível dos preços das importações relativamente aos seus domésticos, há uma piora nas exportações líquidas. Além da questão dos contratos, se as empresas<sup>11</sup> estiverem trabalhando perto do limite de produção, necessitarão de mais tempo, para se empreender novos investimentos e esperar seus resultados. Ainda haveria uma necessidade de adaptação a novos insumos em detrimento dos importados.

Após este período necessário, as exportações tenderiam a aumentar, pois os produtos locais se tornariam mais competitivos e os processos de substituição de importações estariam mais adiantados. Com isso haveria uma melhora nas transações correntes, voltando primeiramente ao nível anterior ao da desvalorização para, logo depois, suplantarem o nível inicial.

---

<sup>11</sup> Este é o caso de empresas que estejam operando com o máximo de utilização de seu capital fixo. Ao aumentar a demanda, a produção não teria como acompanhar sem que se fizesse novos investimentos, o que leva algum tempo até ser maturado. Empresas de indústrias como a automobilística, têxtil, de capitais, de alumínio etc. se enquadrariam neste processo.

GRÁFICO 3 – A CURVA J



FONTE: ADAPTAÇÃO DE BLANCHARD (2001)

Este formato da Curva J não é verificado em alguns casos. Mesmo após uma desvalorização da taxa real de câmbio, ocorre um contínuo déficit na balança comercial. Entretanto, isto pode ser explicado pelo modo no qual o processo de desvalorização da taxa de câmbio é realizado. A curva J é baseada numa hipótese estática comparativa, ou seja, não prevê desvalorizações sucessivas na taxa de câmbio. Quando isto ocorre, ocasiona uma mudança na estrutura da mesma.

Ao se repetir o processo de desvalorização, supostamente provocariam novas curvas J, alterando os pontos de mudanças da curva (onde a balança comercial passaria de negativa para positiva). Com isto, ao se observar a trajetória da curva, se verificaria um contínuo aumento do déficit das exportações líquidas, dando a impressão de que a desvalorização cambial teria o efeito de deteriorar as condições da balança comercial. (KULKARMI, 1996)

Porém, ao interromper o processo de desvalorização contínua, tende haver uma melhora na balança comercial, podendo ser significativa. KULKARMI (1996), apresenta um estudo sobre dois países africanos que sofreram tais conseqüências, Egito e Gana durante os anos 80. Ambos países tiveram sua moeda desvalorizada num primeiro período e realizaram novas sucessivas desvalorizações. Isto ocasionou deterioração da conta corrente durante um determinado período. Após o termino do

processo contínuo de desvalorização, houve uma melhora significativa das transações correntes, principalmente no caso egípcio.

O entendimento da questão da Curva J é essencial na análise dos efeitos das alterações cambiais para as exportações líquidas brasileiras. Sendo que a averiguação de sua ocorrência no Brasil e em quanto tempo levaria para suplantar a queda inicial na conta corrente (ultrapassando a parte inicial da curva) é um dos objetivos centrais deste trabalho.

## 2 – REVISÃO DE ESTUDOS APLICADOS REFERENTES A CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER E CURVA J

Verificar as relações apresentadas no capítulo anterior aparenta ser algo simples. Entretanto, estimar essas relações traz diversos desafios. Sendo assim, um problema importante a ser resolvido neste trabalho é a escolha do modelo adequado capaz de analisar empiricamente o caso brasileiro. Este capítulo auxilia nesta direção, na medida em que trará exemplos de alguns países no que se refere à relação entre taxa de câmbio e balança comercial, a presença ou não da Condição de Marshall-Lerner e verificação da existência da curva J.

Além de demonstrar as experiências dos países em questão, ele visa verificar a teoria e os métodos que os autores empregaram nos respectivos trabalhos. Deste modo, este capítulo pretende ser uma ponte entre o primeiro e o terceiro capítulos. Isto será feito na medida em que se comparará a teoria apresentada no primeiro capítulo com a realidade de alguns países, ao mesmo tempo, esta revisão de literatura servirá para identificar um modelo adequado para tratar o estudo do caso brasileiro.

Os países a serem tratados serão, Índia, China, Nova Zelândia, Estados Unidos, Egito e Gana. As escolhas desses países não se basearam apenas no grau de importância destes, tampouco se restringiu na semelhança desses com a economia brasileira. Embora estes fatores tenham sido avaliados, as experiências que eles tiveram com as desvalorizações cambiais e os métodos que os autores utilizaram foram preponderantes. Aqui se buscou demonstrar e estudar métodos distintos de análises e testes feitos pelos autores, sendo que cada trabalho traz peculiaridades específicas<sup>12</sup>.

ARORA; BAHMANI-OSKOOEE E GOSWAMI (2005) apresentam um estudo sobre o caso da Índia. Esse trabalho teve como objetivo demonstrar os efeitos de curto e longo prazo de uma desvalorização real da taxa de câmbio (desvalorização do Rúpia) sobre o equilíbrio de comércio indiano. Para isso foi utilizado o modelo baseado em um estudo anterior de BAHMANI – OSKOOEE E RIACHOS (1999), o

---

<sup>12</sup> Deve estar claro também, que alguns trabalhos aparentemente muito interessantes, não foram incluídos devido ao elevado nível técnico, especialmente no que tange aos métodos econométricos por eles utilizados. Apesar disso, foi feito um esforço de leitura para aumentar a compreensão sobre o assunto em questão.

qual relaciona diretamente o equilíbrio de comércio com a renda real interna, renda real estrangeira e a taxa real de câmbio. Tais relações foram demonstradas na seguinte equação:

$$2.1 - \ln BC_{j,t} = a + b \ln Y_{IN,t} + c \ln Y_{j,t} + d \ln \varepsilon_{j,t} + u_t$$

Tal que:

- BC é a medida da balança comercial da Índia, definida como a razão das exportações dos países j sobre as importações dos países j.
- $Y_{IN}$  é a renda real da Índia iniciada na forma de índice, a fim de verificá-la de forma unitária.
- $Y_j$  é a renda real dos países parceiros de comércio j
- $\varepsilon_j$  é a taxa real de câmbio bilateral entre a Índia e seus parceiros comerciais.

Importante notar que, devido à balança comercial ser medida como a razão das exportações em relação às importações, o modelo poderia não ser apenas expresso em forma logarítmica, como também em valores absolutos. Estas relações do mesmo modo serviriam para medir em variáveis nominais.

Como a teoria sobre a curva J prevê comportamentos distintos no curto e no longo prazo, fez-se necessário realizar uma regressão específica para testar a resposta inicial da balança comercial a uma desvalorização cambial. Para isto, os autores trabalharam com a incorporação da dinâmica de curto prazo na equação 2.1. Como em equações de curto prazo pode haver desequilíbrios, foi utilizado o mecanismo de correlação de erro (MCE). Este mecanismo introduz um termo de “erro estabilizador”, no qual visa equilibrar a equação por meio de utilização de períodos defasados, ou seja, erro “equilibrador” do período anterior (t-1).

Se optou por não realizar o teste de raiz unitária para cada variável<sup>13</sup>. Ao invés disso foi utilizado o procedimento da hipótese nula de não existência de relações de

---

<sup>13</sup> “Na econometria (de série temporais), uma série temporal que tenha uma raiz unitária é conhecida como uma (série temporal) de caminho aleatório. E um caminho aleatório é um exemplo de uma série temporal não-estacionária.” (GUJARATI 2000). Séries temporais não-estacionárias tendem a ter sua média, variância e autocovariância variando ao longo do tempo. O capítulo 3 voltará a tratar esse assunto.

longo prazo (co-integração<sup>14</sup>) entre as variáveis em questão. A hipótese nula para cada variável é  $H_0$ , ele é testado contra alternativa de  $H_1$  para cada variável em questão. Para realizar o teste foi utilizado o teste F tendo como base os valores tabulados por PESARAB ET AL. (1996). Eles formularam uma tabela de duas bandas,  $I(1)$  e  $I(0)$  com valores críticos para a estatística F.

Se a estatística F calculada for maior que o valor definido em  $I(1)$ , a hipótese nula será rejeitada, indicando co-integração. Se for menor que o valor estipulado para  $I(0)$ , não se rejeitará a hipótese nula, descartando a existência de co-integração. Caso o teste F calculado se encontre entre as duas faixas de valores, os resultados são não conclusivos. Nessa amostra foram coletados dados trimestrais que variam de 1977I – 1998IV. Os resultados para os testes F, com 90% de valor crítico, deram acima do valor crítico estabelecido (3,57) para todos os países e em todos os períodos em questão (com uma exceção). Com isto se verificou a presença de co-integração entre as variáveis.

Os resultados da dinâmica de curto prazo em relação à desvalorização da taxa de câmbio real demonstraram seus coeficientes negativos, como previsto antecipadamente (inclusive no referencial teórico deste trabalho), bem como as estimativas do termo de correção de erro, deram altamente significativas. Na questão da hipótese da curva J, não se observou o padrão dessa em nenhum dos casos.

Entretanto, como a hipótese da curva J é definida para refletir a piora da desvalorização cambial no curto prazo e melhoria no longo prazo, foi averiguado o impacto da desvalorização cambial (real) no longo prazo. A fim de medir o impacto no longo prazo, foi utilizado o termo de correção de erro. Nesta última fase, com a equação normalizada pelo termo de correção de erro, foi averiguado que a taxa de câmbio leva sinais positivos e altamente significativos nos coeficientes dentro dos casos da Austrália, Alemanha, Itália e Japão. Ou seja, ao menos nesses quatro casos a desvalorização da Rúpia indiana melhorou a balança comercial no longo prazo.

---

<sup>14</sup> Quando as variáveis apresentam co-integração elas podem ser estacionárias, mesmo sendo individualmente não-estacionárias. Mais detalhes no próximo capítulo.

O próximo país a ser analisado é a China. Empresas desse país permaneceram durante décadas isoladas do comércio mundial. E conseqüentemente a China era invulnerável a problemas de alterações cambiais. Com o fim do monopólio das grandes corporações, e o início da abertura comercial da China, a taxa de câmbio passou a ser uma preocupação importante para a política econômica chinesa. Como o crescimento chinês era maior do que o de seus principais parceiros econômicos, temia-se uma piora da balança comercial ocasionado pelo aumento das importações.

WEIXIAN (1998) faz uma análise empírica da balança comercial chinesa. Ele considera a questão da elasticidade das importações e exportações em relação a  $\epsilon$ , como fatores fundamentais para determinar a balança comercial. Uma desvalorização cambial abaixa o preço das exportações em termos de moeda estrangeira e eleva o preço das importações em moeda local (RMB). As quantidades tendem a se ajustar, entretanto este ajuste não é imediato, o que tende a ocasionar o efeito da Curva J. O preço mais alto das importações contribui para aumentar os preços domésticos. Devido à inflação, a taxa de câmbio real não se desvaloriza na mesma proporção que a nominal, diminuindo os efeitos sobre a balança comercial.

WEIXIAN (1998) utiliza um modelo empírico linear incorporando as variáveis básicas para estimação dos parâmetros referentes à balança comercial, sendo<sup>15</sup>:

$$2.5 - BC_c = a_0 + a_1 Y_t + a_2 M_t + \sum_{i=1}^n b_i \epsilon_{t-i} + u_t$$

$$2.5.1 - BC_c = X/M \qquad 2.5.3 - Y = Y_D/Y^*$$

$$2.5.2 - M = M1/M1^* \qquad 2.5.4 - \epsilon = eP^*/P$$

Tal que:

- $BC_c$  é balança comercial da China;
- X, M são exportações e importações respectivamente da China;

<sup>15</sup> Dados mensais foram coletados de Boletim Mensal de Estatística de China. Coleção de Taxa de câmbio e Estatística Financeira Internacional sobre o período de 1986:1-1996:6.

- YD, Y\* são os índices industriais de produção de China e seus principais parceiros comerciais, Japão (0,56) e os EUA (0,44);
- M1 é estoque de moeda da China, M1\* é a aproximação para o estoque monetário do exterior, derivado dos principais sócios comerciais da China;
- u é um termo casual de perturbação
- t representa o período de tempo.
- $\varepsilon$  é a taxa de cambio real<sup>16</sup>.

Para não haver resultados espúrios<sup>17</sup>, é essencial que a serie de dados seja estacionária. Weixian utilizou o teste DF<sup>18</sup> para saber se cada variável apresenta o problema da raiz unitária.

O resultado demonstrou que cada variável é não estacionária na sua forma original, mas todas são estacionárias de primeira ordem I(1). Como as séries são estacionárias, apenas após a primeira diferenciação, foi realizado o teste de Engle-Granger (EG)<sup>19</sup> para saber se existiria co-integração entre as variáveis no longo prazo. Os valores do teste DF não foram significativos nem ao menos há um nível de 10%. Sendo assim a variável dependente não é co-integrada com as variáveis explicativas, não havendo necessidade de um modelo de correção de erro. Como todas as variáveis

---

<sup>16</sup> Importante observar a utilização dos termos de defasagem em  $\varepsilon$ . Ele serve para investigar a estrutura de tempo do efeito em  $\varepsilon$ . Os efeitos de curto-prazo da depreciação monetária são capturados pelo sinal e importância dos coeficientes individuais de defasagem, e o efeito de longo-prazo é a soma dos coeficientes de defasagem, este método é conhecido como Almon Lag, ou defasagem de Almon, o qual será tratado com maior profundidade no próximo capítulo.

<sup>17</sup> Regressões espúrias são aquelas em que os dados aparentemente são adequados, mas após uma investigação mais detalhada eles parecem duvidosos. Como por exemplo, em regressões onde se observam um  $R^2$  e testes t muito elevado, com um d (Durbin Watson) muito baixo. Nestes casos está havendo um forte problema de correlação, o que distorce a interpretação dos dados. (GUJARATI 2000)

<sup>18</sup> O teste da raiz unitária é feito por meio de uma regressão, onde se verifica se o coeficiente da variável em questão possui a estatística t (tau) maior ou menor que os valores críticos. Estes valores são os dados tabulados por Dickey e Fuller, sendo a estatística t denominado na literatura como teste DF. Caso a estatística t exceda em valores absolutos o valor crítico t de dF, a hipótese de que a série temporal seja estacionária não será rejeitada. Entretanto se o valor for menor, se rejeitará a hipótese de ser estacionária. No capítulo seguinte se continuará a discussão. (GUJARATI, 2000)

<sup>19</sup> ENGLE E GRANGER (1987) demonstraram que variáveis não estacionárias podem estar em equilíbrio no longo prazo, ou seja, seriam co-integradas. Neste caso, os resultados da equação com as variáveis em nível não seria espúrio. Um dos meios para saber se as variáveis são co-integradas, é fazer o teste DF e ADF sobre o erro da equação em questão. Entretanto este erro é apenas uma estimação ( $\hat{u}$  ao invés de u), o que facilita a rejeição da hipótese nula de não co-integração. Engle e Granger calcularam os valores críticos adequados, devido a isto, ao rodar os testes DF e ADF nesta condição, serão chamados de testes de Engle-Granger (EG) e Ampliado de Engle-Granger(AEG).

são estacionárias nas primeiras diferenças, o modelo correto para estimação é o que utiliza  $\Delta$ , para indicar a primeira diferença:

$$2.6 - \Delta BC_t = c_0 + c_1 \Delta Y_t + c_2 \Delta M_t + d_1 \Delta \varepsilon_{t-1} + u_t$$

É observado que o estoque relativo de moeda possui sinal negativo. O coeficiente de renda relativa, doméstico e estrangeiro, é insignificante, mas o sinal é o mesmo do previsto pelo modelo monetário. O efeito imediato e o do primeiro mês de uma desvalorização cambial são positivos, porém insignificantes. O sinal de cada efeito posterior de mudanças de  $\varepsilon$  varia entre positivo e negativo, mantendo-se insignificante. Entretanto, a soma das desvalorizações cambiais demonstrou ser significativa e de sinal positivo.

Para testar o efeito da curva J de uma desvalorização, foi estimada uma regressão simples da balança comercial em determinados níveis  $\varepsilon$ . isto é, o modelo em primeiras diferenças foi transformado à uma equação em nível, afim de examinar mais proximamente os efeitos posteriores de  $\varepsilon$ . Nesta última análise, o efeito imediato e o do primeiro mês de uma desvalorização na balança comercial são positivos, mas insignificantes. Após dois meses, o efeito torna-se negativo e insignificante; depois de oito meses, se exerce um efeito positivo, e depois de doze meses o efeito torna-se significativo.

Importante observar que o padrão de coeficientes de efeitos posteriores apóia a hipótese da Curva J. Estes resultados mostraram que a desvalorização do RMB foi um fator fundamental para as exportações líquidas da China durante seu processo de reforma. O efeito de longo prazo, mostrado pela soma de 12 meses dos coeficientes da taxa de câmbio real, foi 24.68, ou seja, a desvalorização demonstrou ser positiva para a balança comercial chinesa.

A Nova Zelândia é um bom exemplo a ser analisado a fim de entender os efeitos de uma desvalorização da moeda na balança comercial de um país. Isto se deve porque este país passou por séries ininterruptas de desvalorização de seu dólar, desde 1990. O estudo do caso neozelandês foi fundamentado em NARAYAN (2004). Tal

estudo baseou-se na forma reduzida parcial não estrutural e se assemelha ao originalmente postulado por ROSE E YELLEN (1989), no qual a balança comercial é função direta da taxa real de câmbio, renda interna e renda do resto do mundo. Pode ser expressa pela seguinte função<sup>20</sup>:

2.7 -  $ME_t = f(\varepsilon_t, Y_t, Y_t^*)$ , tal que:

ME = taxa de importação sobre exportação.

Enquanto o vetor de co-integração de longo prazo leva à seguinte fórmula<sup>21</sup>:

2.8 -  $\ln ME_t = a + b \ln \varepsilon_t + c \ln Y_{t-1} + d \ln Y^*_t + u_t$

Para verificar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis, foi aplicado o *testing approach*, teste de co-integração por meio de testes de bandas de verificação de aceitação ou não da hipótese nula,  $H(0)$  ou  $H(1)$  semelhantemente ao utilizado no caso indiano. Aqui também foi utilizada a estatística F para verificar a existência de co-integração entre as variáveis. Caso se confirme, torna-se necessário elucidar qual variável deve ser normalizada, sendo que os procedimentos dos testes seguem o mesmo método explicado no caso indiano. Este teste possui vantagens em relação aos demais testes de co-integração por não necessitar de pré-testes para verificação da ordem de integração das variáveis (testes de raízes unitárias, por exemplo). Além de ser mais consistente para testes com pequenas amostras.

Como não havia informações preexistentes da presença ou não de co-integração, foi utilizado o teste de causalidade de Granger<sup>22</sup> adicionando o termo

---

<sup>20</sup> Aqui não se fará explicações sobre a equação, pois já foram apresentadas ao longo do presente trabalho.

<sup>21</sup> Esta equação é a equivalente do estudo sobre os efeitos da balança comercial na Índia.

<sup>22</sup> Este teste procura verificar a causalidade entre as variáveis, uma em relação à outra. Além disso, são verificadas as causalidades das variáveis de períodos anteriores em relação a elas mesmas e em relação às outras variáveis em questão. Por meio da verificação de testes de significância, se saberá qual é a direção da causalidade e se realmente existe causalidade com variáveis de períodos anteriores. (GUJARATI 2000) e MANUAL DE EVIEWS 4.1

correção de erro. Este teste foi baseado no modelo de vetor auto-regressivo (VAR)<sup>23</sup>. O autor utilizou o exemplo de ENGLE E GRANGER (1987), o qual demonstra que em séries integradas de ordem um, na presença de co-integração, a estimação de VAR em primeira diferença, acarretará em erro. Isto ocorre porque na presença de co-integração deveria incluir no modelo VAR uma variável adicional, o termo de correção de erro para capturar a relação de longo prazo. Este modelo é utilizado para corrigir problemas de co-integração entre as variáveis, nas quais haveria problemas de estimação. Ficando da seguinte forma:

$$2.9 - \Delta \ln ME_t = \nu + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi \Delta \ln ME_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta b \ln \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} c \Delta \ln Y_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{p-1} d \Delta \ln Y^*_{t-i} + \psi_1 ECT_{t-1} + u_1 t$$

$$2.10 - \Delta \ln \varepsilon_t = \nu + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi \Delta \ln \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b \Delta \ln ME_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} c \Delta \ln Y_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{p-1} d \Delta \ln Y^*_{t-i} + \psi_2 ECT_{t-1} + u_2 t$$

$$2.11 - \Delta \ln Y_t = \nu + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b \Delta \ln \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} c \Delta \ln ME_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{p-1} d \Delta \ln Y^*_{t-i} + \psi_3 ECT_{t-1} + u_3 t$$

$$2.12 - \Delta \ln Y^*_t = \nu + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi \Delta \ln Y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b \Delta \ln \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} c \Delta \ln Y_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{p-1} d \Delta \ln ME_{t-i} + \psi_4 ECT_{t-1} + u_4 t$$

Onde u1, u2, u3, u4 são séries independentes de erros ficando entre zero e o fim da matriz de covariância.  $ECT_{t-1}$  é o termo de correção de erro (um período anterior) derivado da relação de co-integração de longo prazo.

Os dados usados por NARAYAN (2004) foram referentes ao período de 1970-2000, os quais foram obtidos pelo FMI. Em relação à análise de co-integração para verificação da hipótese nula de não existência de relação de longo prazo entre as variáveis explicativas, a estatística F calculada foi menor que o ponto crítico de 3.219

<sup>23</sup> VAR é um sistema simultâneo para analisar séries temporais, podendo analisar diversas séries de uma só vez. Em seu modelo, todas variáveis são endógenas, sendo que o valor de cada variável é expresso como uma função linear dos valores passados da mesma variável e das demais variáveis do modelo. (GUJARATI 2000)

a 5% de nível de significância. Ou seja, foi aceito a hipótese nula de não relacionamento de longo prazo. O mesmo ocorreu com os outros modelos de correção de erro, onde  $\varepsilon$ ,  $Y$  e  $Y^*$  são usados como variáveis dependentes, demonstrando assim, a não co-relação de longo prazo entre as variáveis.

Como as variáveis não demonstraram ser co-integradas no longo prazo, pode-se utilizar as equações 2.9-2.12 demonstradas anteriormente, sem utilizar os termos de correção de erro. Entretanto, como não há co-integração, foi necessário verificar se todas as variáveis são de primeira ordem, ou seja,  $I(1)$ . Para isto se utilizou o teste ADF de raiz unitária. Os resultados demonstraram que todas as variáveis no nível original tiveram a forma  $I(1)$  e alcançaram a forma  $I(0)$  após a primeira diferenciação.

Ausência de co-integração e variáveis de primeira ordem são as ideais para aplicar as equações 2.9-2.12, agora sem a utilização do termo de correção de erro. Os resultados dos testes dessas equações demonstraram importantes mensagens para a Nova Zelândia, como as relações entre a balança comercial e a renda estrangeira e também com a taxa de câmbio real (que é o foco desse trabalho).

O impulso dado pela desvalorização da taxa de câmbio na balança comercial neozelandesa caracterizou-se por um acréscimo nas importações, tornando-se superior ao das exportações ocasionando uma deteriorização inicial na balança comercial durante os três primeiros anos. Posteriormente, entretanto, ocorreu uma melhora na balança comercial, demonstrada do mesmo modo na relação entre importações e exportações. Este resultado constata a presença de um padrão de curva J de equilíbrio de comércio para a Nova Zelândia.

O próximo país a ser analisado é os EUA. Diferente dos trabalhos referentes aos outros países, onde foi feita uma análise econométrica, a consultora ABM CONSULTING (2005) fez uma análise meramente gráfica. Para fazer esta análise foram observados os momentos de maior variação cambial do período que vai de Janeiro de 1999 a abril de 2005 e comparados com as variações na balança comercial dos mesmos períodos. Os momentos de maior variação foram de Outubro a Dezembro de 2000, ao longo de 2002 e no segundo semestre de 2004.

No primeiro momento foi verificada uma forte desvalorização do dólar em relação ao Euro. Entretanto, os efeitos na balança comercial ocorreram apenas alguns meses depois. Isto porque nos primeiros meses os efeitos da desvalorização foram refletidos mais nos preços do que nas quantidades. Os custos dos produtos importados ficaram mais caros para os EUA, enquanto o preço das exportações para o resto do mundo ficou mais barato.

Após alguns meses a quantidade de importações e exportações ajustou-se gradualmente. Este período foi o tempo necessário para que os consumidores percebessem que os preços relativos mudaram. Além da demora dos consumidores em perceber, as empresas precisam de um certo tempo para encontrar fornecedores mais baratos. Com isto houve uma deterioração inicial do balanço comercial, porém logo ocorrendo sua recuperação. Neste período observou-se a presença da curva J.

O segundo momento foi de uma depreciação mais prolongada (seis meses), porém com menor intensidade. Com isto não houve uma melhora significativa na balança comercial. Mesmo assim, foi possível observar a presença da curva J, durante o período de julho a outubro, apesar de esta variação ter ocorrido de forma suave.

Em relação ao último período de análise, que foi a forte desvalorização do dólar frente ao Euro no segundo semestre de 2004, mais uma vez devido a inelasticidade da demanda no curto prazo, os efeitos na balança comercial só começaram a ser percebidos no início de 2005. Observou-se que, com o passar do tempo os efeitos das variações nos preços relativos tanto das exportações como das importações tornaram-se mais fortes. As empresas e consumidores dos Estados Unidos observaram que os preços norte americanos estavam mais baixos comparativamente aos do exterior, diminuindo assim as importações.

Inversamente, empresas e consumidores no exterior passaram a comprar mais produtos norte americanos, ocasionando um aumento nas exportações. ABM CONSULTING(2005) conclui que, caso a Condição de Marshall-Lerner continue a valer, a resposta tanto das exportações quanto das importações torna-se mais forte que o efeito adverso do preço, e o efeito da desvalorização cambial será a melhoria da balança comercial.

Os últimos exemplos desse capítulo serão Egito e Gana. Estes países passaram por períodos de prolongada desvalorização. KULKARNI (1996) apresenta um estudo de caso para estes países.

O Egito, após a revolução socialista em 1952 passou a adotar uma série de medidas protecionistas, como tarifas altamente elevadas para produtos importados. Em 1986 o Egito precisou recorrer ao FMI. Este impôs algumas medidas econômicas ao Egito, entre as quais a redução de tarifas de importação, intensificação do processo de liberalização comercial e desvalorização da moeda. Esta desvalorização chegou a 200% entre os anos 1988 e 1991, a fim de que houvesse superávits na balança de pagamentos. Entretanto, somente após o fim do processo contínuo de desvalorização é que houve uma melhora significativa e prolongada da balança de pagamentos. Como mostrado na tabela 1.

Tabela 1 – Taxa de câmbio e Balança de Pagamentos no Egito.

ANO	TAXA DE CÂMBIO S/E	Balança de Pagamentos em milhões de U\$
1988	0.7	-1048
1989	1.1	-1309
1990	2.0	184
1991	3.33	1903
1992	3.3303	2812
1993	3.37	2203
1994	3.42	2102

FONTE: Estatística Financeira internacional. Publicações de Fundo Monetário Internacional . Almanaque, 1994. Retirada de KULKARNI (1996).

Esta característica da balança de pagamentos evidencia com clareza a presença da curva J no processo de desvalorização. KULKARNI (1996) observou que o principal motivo para melhora na balança de pagamento não foi o processo contínuo de desvalorização, mas sim a mudança brusca. Outra consequência foi o crescimento de U\$1,2 bilhões em 1988 a U\$12,9 bilhões em 1993. Devido à desvalorização da moeda, houve uma diminuição dos produtos importados que estavam mais caros, bem como o resto do mundo passou a importar os produtos egípcios, os quais ficaram mais

baratos. Com isto não houve mais a necessidade de um controle efetivo para a manutenção do câmbio.

Em Gana ocorreu, no ano de 1980, um programa de recuperação econômica, no qual um dos pilares fundamentais era a desvalorização da moeda, o Cedi. Os primeiros resultados foram animadores. As exportações tiveram uma melhora significativa, principalmente no que tange às exportações de chocolate (praticamente dobrando no período), cujo produto corresponde a 60% das exportações totais. Outros setores também tiveram resultados positivos, dando a impressão de que as metas de crescimento e novas inversões estarem sendo atingidas.

A economia teve crescimentos expressivos, com uma média anual de 9,2%. Mesmo com o aumento das exportações, o crescimento robusto e o aumento do poder de compra fizeram com que as importações aumentassem num ritmo mais acelerado do que as exportações, mesmo com o forte declínio da moeda local. Isto pode ser mais bem observado pela tabela 2, na qual mostra o crescimento ininterrupto das exportações, porém (com exceção de 1988) as importações suplantaram as exportações em todos os anos. Importante observar também que a desvalorização da moeda foi contínua e expressiva.

Tabela 2 - Balança comercial e variações na taxa de câmbio de Gana

Ano	Exportações*	Importações*	BC*	Taxa de Câmbio
1983	10.22	10.31	.09	30.00
1984	19.39	20.47	1.08	50.00
1985	33.49	44.11	10.62	59.99
1986	78.00	87.00	9.00	90.01
1987	143.00	163.00	20.00	176.06
1988	206.00	174.00	-12.00	229.89
1989	275.00	325.00	50.00	303.03
1990	298.00	375.00	77.00	344.83

FONTE: fonte: Estatística Financeira internacional, Publicações de Fundo Monetário Internacional. Almanaque, 1994. Retirada de KULKARNI (1996).

NOTA: \* Valores expressos em bilhões de Cedi ganense

O processo de desvalorização descontínua pode ser uma das causas dos déficits na balança comercial. Para haver uma alteração real na melhoria da balança comercial é necessária uma mudança estrutural da mesma, aproveitando a variação

real dos preços, o que não ocorreu no caso ganes, onde as exportações ficaram dependentes do chocolate, limitando assim, o acréscimo das exportações a um único mercado.

### 3 – ANÁLISE APLICADA AO CASO BRASILEIRO

O primeiro capítulo teve como objetivo fazer uma revisão teórica a respeito do modelo Mundell-Fleming, da Condição de Marshall-Lerner e a curva J. O segundo capítulo buscou trazer exemplos de experiências de outros países e os métodos que os autores adotaram, para verificar as conseqüências à balança comercial de uma desvalorização da taxa real de câmbio. Fazendo uma releitura dos dois primeiros capítulos podemos verificar a Condição de Marshall-Lerner e a curva J por meio de três métodos.

#### 3.1 – ESTIMAÇÃO DO MODELO EMPÍRICO

O primeiro método seria por meio da equação da balança comercial<sup>24</sup> (equação 21); onde se averiguaria o efeito das alterações na taxa real de câmbio diretamente na balança comercial. Caso fosse constatada uma melhora significativa na balança comercial decorrente da desvalorização cambial, a Condição de Marshall-Lerner seria atendida. Já a existência da curva J seria constatada, ou não, verificando os primeiros efeitos da desvalorização cambial na balança comercial.

Outro método para se analisar a Condição de Marshall-Lerner seria por meio de sua própria definição<sup>25</sup>, ou seja, verificar se a soma dos valores absolutos das elasticidades das exportações e das importações em relação à taxa real de câmbio for maior que um, demonstrado na equação 1.21. Isto seria feito por meio de regressões de mínimos quadrados ordinários para as exportações e importações. Estas estariam na forma logarítmica, pois assim se estimariam diretamente as elasticidades. O tempo para que fosse verificada a Condição de Marshall-Lerner daria uma idéia da presença ou não da curva J.

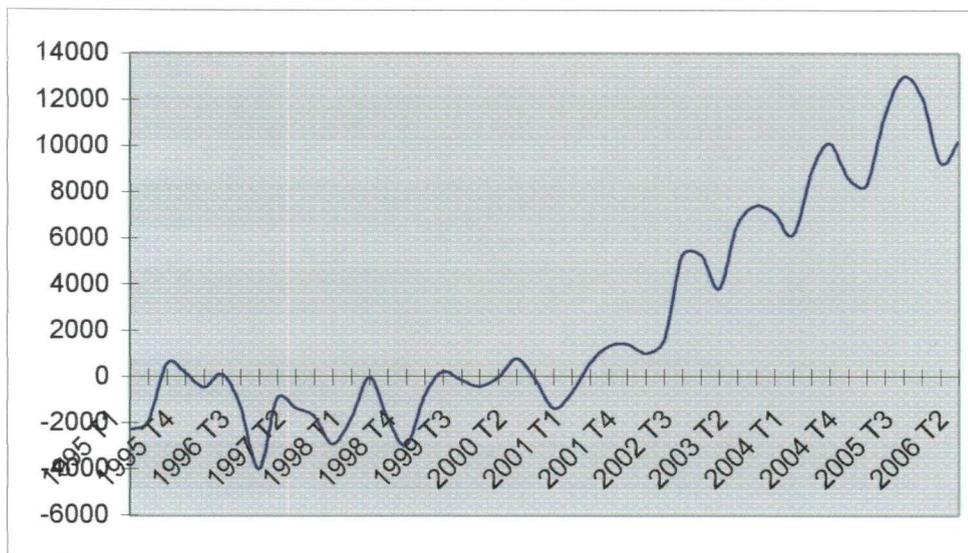
---

<sup>24</sup> Este método foi observado em NARAYAN (2004), WEIXIAN (1999), ARORA (2003), HASSAN (2003), BULUSWAR, THOMPSON e UPADHYAYA, (1996) e FELMINGHAN (1988).

<sup>25</sup> Observado em GOMES e PAZ (2005) E FELMIGAN (1988).

O terceiro método seria por meio de uma análise gráfica, o qual foi visto no exemplo dos EUA. Aqui se fará uma breve análise, comparando as variações na taxa real de câmbio com às da balança comercial, representada pelos gráficos 4 e 5

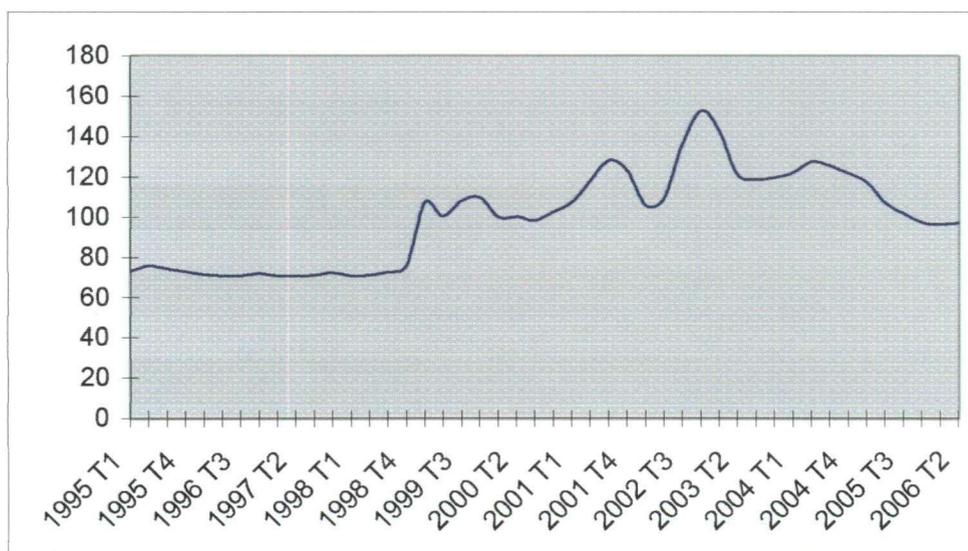
GRÁFICO 4 – BALANÇA COMERCIAL



FONTE: BANCO CENTRAL DO BRASIL – SÉRIES TEMPORAIS

Nota: Balança comercial brasileira em dados trimestrais do primeiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2006 em US\$ milhões FOB.

GRÁFICO 5 – TAXA REAL DO CÂMBIO



NOTA: Taxa de câmbio real brasileira. Transformação para índice do 1º trimestre de 2000 igual a 100.

FONTE: IPEADATA.

O Brasil passou por dois momentos de forte desvalorização da taxa real de câmbio. o primeiro foi do primeiro ao terceiro trimestre de 1999, decorrente da crise da balança de pagamentos, ocasionada pelos freqüentes déficits nas transações correntes e pela crise financeira dos países emergentes. A segunda ocorreu durante o ano de 2002, ocasionada principalmente pela desconfiança do mercado financeiro, o qual temia que com a eleição de Lula o país não honraria seus compromissos internacionais.

A primeira desvalorização ocasionou uma melhora na média da balança comercial, onde anteriormente a média anual era negativa, passou a ser próxima de zero. Seu efeito foi sentido principalmente no final de 2000, ou seja, algo em torno de seis trimestres. Já com a segunda, houve uma aparente piora imediata na balança comercial e uma posterior melhora significativa, dando a entender o formato de uma curva em J. Sendo que seus efeitos seriam sentidos até o final de 2005.

Após a elevada desvalorização de 2002-2003, a taxa real de câmbio vem passando por um processo de desvalorização. Porém a balança comercial continua mantendo sua média anual crescente, embora as importações estejam crescendo continuamente. Não se pode concluir que este fato seja ocasionado pelo efeito defasado da desvalorização cambial de 2002/2003 ou por outros fatores. O contínuo crescimento da economia mundial, alta do preço de algumas commodities de peso na pauta de exportações brasileiras e políticas microeconômicas que visem desonerar as indústrias exportadoras, podem ser justificadas a tal comportamento.

Outras dificuldades para se analisar graficamente o comportamento da balança comercial em relação ao câmbio, são as freqüentes mudanças na taxa de câmbio e a questão da sazonalidade, onde a balança comercial tende a piorar no final de cada ano; dificultando principalmente a percepção da curva J. Então para uma melhor análise empírica, o primeiro método será utilizado, pois aparenta ser o que responde mais adequadamente às indagações deste trabalho.

Retomando a equação (17) da balança comercial pode-se estimar a balança comercial da seguinte maneira:

$$3.1 - BC = a + a_1 Y + a_2 Y^* + a_3 \varepsilon + u$$

Entretanto, deste modo só é possível estimar o impacto da taxa de câmbio corrente na balança comercial. Como o objetivo deste trabalho não é apenas verificar o impacto imediato, mas sim ao longo de um determinado período, será incluso o método de defasagem de Almon<sup>26</sup>, este método foi observado em Weixian (1998) (tratado no segundo capítulo) e em BULUSWAR; THOMPSON e UPADHYAYA (1996). Ele é utilizado exatamente para se investigar a estrutura dos efeitos da taxa de câmbio na balança comercial. Os efeitos de curto prazo serão capturados por meio dos sinais e dos graus de significância de cada coeficiente “defasado”. Enquanto o efeito de longo prazo será captado pela soma dos coeficientes defasados. Assim, se irá adotar o seguinte modelo:

$$3.2 - BC_t = a + a_1 Y_{br_t} + a_2 Y_{eu_t} + a_3 Y_{ar_t} + \sum_{i=1}^k b_i \varepsilon_{t-i} + u_t$$

tal que:

- $BC_t$ : é a balança comercial, com dados trimestrais em US\$ (milhões) – FOB.
- $Y_{br_t}$ : PIB é usado como variável proxy da renda nacional. Transformação de PIB a preços de mercado (deflator: IPCA) em R\$(Milhões) para base 100, com PIB do 1º trimestre de 2000 igual a 100.
- $Y_{eu_t}$ : PIB norte americano como variável proxy da renda exterior. Deflator de preços implícitos, com PIB do 1º trimestre de 2000 igual a 100.

<sup>26</sup> Almon seguindo o teorema matemático de Weirstrass supõe que o parâmetro  $b_i$  possa ser aproximado por um polinômio de grau adequado em  $i$ , para um determinado tamanho de amostra. Sendo representado pela seguinte equação:  $b_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + \dots + a_m i^m$ . Onde o grau do polinômio ( $m$ ) sempre será menor que o tamanho da amostra ( $k$ ). Para estimar cada parâmetro  $a$  deste trabalho, a variável dependente  $BC$  será regredida por  $k$  variáveis construídas “Z”. Onde  $Z_{it} = \sum_{i=1}^m \varepsilon_{t-i}$

Ou seja, o número de variáveis da equação não dependerá da quantidade de atrasos de  $\varepsilon$ , mas sim do grau polinômio escolhido e por consequência o número de  $Z$ . A quantidade de variáveis de atraso  $\varepsilon$  foi escolhida seguindo o conselho de Davidson e MacKinnon retirada de GUJARATI (2000), o qual diz que a melhor abordagem é começar com um valor bem grande de  $k$  e posteriormente ir reduzindo até o ponto em que o modelo demonstre ser o mais adequado, o mesmo critério foi adotado para o grau do polinômio. Aqui foi usado o número de seis defasagens, equivalente a seis trimestres. Este número além de ter se adequado bem ao modelo, possibilitaria analisar os efeitos de curto e longo prazo da taxa de câmbio real na balança comercial, sem diminuir demasiadamente o número da amostra.

- $Y_{ar}$  : PIB argentino como variável proxy da renda exterior. Índice de preços implícitos, com PIB do 1º trimestre de 2000 igual a 100.
- $\varepsilon$  : taxa de câmbio real. Transformação de Taxa de câmbio, efetiva real. INPC para exportações - índice (1º trimestre de 2000 igual a 100).
- $ut = \mu$  é o termo de erro do modelo,  $\mu$  é uma variável aleatória real, possui distribuição normal, possui média zero e variância constante [ $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ ] e possui valores independentes para diferentes observações.

Para melhor visualização, os dados sobre a fonte e o sinal esperado serão apresentados no quadro 1.

Algumas explicações adicionais a respeito das variáveis devem ser feitas. O período escolhido para análise foi desde o primeiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2006. O ano de 1995 se deve por ser o primeiro ano completo da implementação do plano real. Os dados foram coletados trimestralmente, pois não se encontraram dados para os PIB's mensais. A escolha dos dados como base 100 foi para facilitar a coleta e observação dos dados. A balança comercial não foi alterada para base 100 porque seus dados apresentavam grandes variações, prejudicando a interpretação e comparação.

Os usos do PIB argentino e americano foram usados como variáveis proxy da renda externa, mesmo sabendo que há uma perda para análise. Assim foi adotado por não ter sido encontrado dados para renda do resto do mundo em séries trimestrais<sup>27</sup>. A escolha desses países foi por eles serem, individualmente, os principais parceiros comerciais brasileiros<sup>28</sup>. Além de ser um importante parceiro comercial, a variação do PIB dos Estados Unidos, tende influenciar o crescimento do restante da economia.

<sup>27</sup> A adoção dos PIB de países selecionados como variáveis Proxy para a renda do resto do mundo vem sendo muito utilizada por diversos autores a exemplo de FELMIGAN (1988), ARORA, S.; BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI (2005), NARAYAN (2004) e CEPEDA e THOMPSON(2005). Outros autores usaram o crescimento industrial OBANDO (2003) ou ainda o total das importações mundiais. MOURA ET AL (2005).

<sup>28</sup> Os EUA representaram em 2005 19% do total das exportações brasileiras, equivalente a U\$22.472.00; enquanto a Argentina, no mesmo ano, representou 8,4%, totalizando U\$9.915.00. Enquanto os demais 23 primeiros países representaram em torno de 50%. Dados obtidos em Análise, 2006.

QUADRO 1 -- FONTE DE DADOS E SINAL ESPERADO.

Variável	Fonte	Sinal Esperado <sup>29</sup>
BC	BACEN – Banco Central do Brasil	
Ybr	IPEADATA	-
Yeu	ECONOMAGIC	+
Yar	Instituto Nacional de Estadística y Censon	+
ε	IPEADATA	+

Antes de se prosseguir para os testes e resultados empíricos, faz-se necessário verificar se as séries de dados são estacionárias. Econometria de séries temporais tem como pressuposto que seus dados temporais são estacionários, ou seja, que sua média, variância e autocovariância não se alterem conforme mude o período de tempo. Entretanto, é comum que em séries de dados econômicos não se apresente estacionaridade, isto é, que elas sejam não-estacionárias. Uma série de tempo deve ser estacionária para que não haja resultados espúrios. (GUJARATI 2000)

Existem diferentes métodos para se verificar se as séries de dados são estacionárias, os testes considerados de maior precisão e que estão sendo muito utilizados são os testes de raiz unitária. Este teste consiste em estimar uma equação do tipo:

$$3.3 - Y_t = pY_{t-1} + u_t$$

Onde  $u_t$  é o termo de erro de ruído branco. Caso o parâmetro  $p$ , seja igual a 1, haverá o problema de raiz unitária, ou seja, uma série temporal de caminho aleatório (não estacionária). Entretanto, caso, a equação 3.3 for diferenciada uma vez e esta for estacionária, a série original é integrada de primeira ordem  $I(1)$ . Caso precise ser diferenciada duas vezes, será de ordem 2  $I(2)$ , se for preciso diferenciar  $d$  vezes para

<sup>29</sup> A balança comercial não apresenta sinal esperado, pois ela é a variável dependente. O sinal esperado de  $\varepsilon$  é positivo pois esperá-se que exista a Condição de Marshall-Lerner para o Brasil.

que a equação seja estacionária será integrada de ordem  $d$   $I(d)$ . Quando uma série temporal não precisar ser diferenciada ela será de ordem 0  $I(0)$ .

Para se verificar se uma série temporal é estacionária é preciso rodar uma regressão tipo da equação 3.3, porém é preciso comparar o resultado com a estatística  $t$  ( $\tau$ ), que é a estatística  $t$  convencional sob a hipótese de  $\rho = 1$ , cujos valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller, devido a isto este teste foi denominado de teste Dickey-Fuller (DF). Caso o valor absoluto do  $t$  calculado for menor que o  $t$  tabelado será aceita a hipótese de raiz unitária.

O teste DF tradicional se refere apenas a equação do tipo 3. Entretanto se  $u_t$  for autocorrelacionado, deve-se usar o teste por meio da seguinte equação:

$$3.4 - Y_t = a + b_t + \rho Y_{t-1} + \rho \sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Onde  $Y_t$  representa a variável sob observação,  $\Delta$  é o operador de primeiras diferenças,  $b_t$  é a variável de tendência. Neste caso são usados os termos  $\sum_{i=1}^k$  de diferenças defasados,  $\Delta Y_{t-i}$  seria a somatória desses termos. O número de termos deve ser serialmente independente. O coeficiente  $a$  seria o intercepto e  $Y_{t-1}$  seria a variável de tendência. Neste caso, a hipótese nula será  $\rho = 0$ , caso esta hipótese nula não seja rejeitada, a variável em questão terá raiz unitária. Para este tipo de modelos o teste será denominado, teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF).

Neste trabalho os testes ADF foram feitos por meio do EViews 3.1, o qual adota os valores críticos dos  $t$ 's com base nos cálculos feitos por MacKinnon, cujo tabelamento dos valores críticos é mais recente. Os resultados estão apresentados na tabela 3. Nenhuma das variáveis é estacionária em nível e todas são estacionárias em primeira diferença. Deste modo a equação 3.2 deveria ser regredida adicionando o termo de primeira diferença, ficando:

$$3.5 - \Delta BC_t = a + a_1 \Delta Y_{br_t} + a_2 \Delta Y_{eu_t} + a_3 \Delta Y_{ar_t} + \sum_{i=1}^{p-1} b_i \Delta \varepsilon_{t-i} + u_t$$

TABELA 3: TESTES DE ADF DE RAIZ UNITÁRIA

Variáveis	ADF	Variáveis	ADF
BC	-0.613	$\Delta$ BC	-9.085*
Ybr	-1.348	$\Delta$ Ybr	-7.172*
Yar	1.728	$\Delta$ Yar	-4.227*
Yeu	-0.179	$\Delta$ Yeu	-4.587*
c	-1.796	$\Delta$ c	-5.478*

\*SIGNIFICANTE A 1% DE NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA.

Equações nesta forma resolvem o problema da não estacionaridade, entretanto se perde a qualidade dos dados. Isto ocorre porque a maioria das teorias econômicas sobre relações em longo prazo é para variáveis em nível, não para variáveis em primeira diferença. Entretanto, se as variáveis forem estacionárias de mesmo nível e ocorra um sincronismo entre elas no longo prazo, elas podem ser co-integradas, ou seja, a série será co-integrada. Caso isto realmente ocorra as variáveis poderão ser expressas em nível, pois as tendências entre as variáveis serão anuladas e sem que haja resultados espúrios. (GUJARATI 2000)

Existe uma série de métodos para se realizar os testes de co-integração entre as variáveis. Neste trabalho serão adotados os testes aumentados de Engle-Granger (AEG)<sup>30</sup> e o teste de Johansen<sup>31</sup>. O primeiro consiste em estimar uma regressão do tipo 2.4 e realizar o teste ADF<sup>32</sup>, demonstrado anteriormente, com seus resíduos. Gujarati explica que a lógica deste teste é que se as variáveis não forem co-integradas, qualquer combinação entre elas será não estacionária e, conseqüentemente, os resíduos também serão não estacionários. Então, caso os resíduos sejam estacionários, a regressão que os originou será uma combinação estacionária (as variáveis serão co-integradas) e os resultados não serão espúrios e poderá permanecer em nível.

O teste de Johansen é uma alternativa ao ADF, ele é baseado em um modelo VAR de ordem p (com p defasagens) e n número de variáveis, onde os parâmetros da

<sup>30</sup> Esse teste foi visto em SARTORIS (2003), GUJARATI (2000), FAVA (2000), MADDALA (2003), ENDERS (2003) e recomendada por ENGLE E GRANGER (1987).

<sup>31</sup> Estudo do teste foi baseado em MADDALA (2003), ENDERS (2003) e no manual do EViews 4.1.

<sup>32</sup> A única diferença nos testes se refere aos valores críticos dos t, pois os valores críticos de ADF não são muito apropriados. Os valores críticos apropriados podem ser encontrados em ENGLE E GRANGER (1987) ou em MACKINNON (1991).

equação são matrizes. Seus procedimentos equivalem a múltiplas gerações do teste DF. Podendo ser expressa na sua forma mais simples como:

$$3.6 - y_t = A_1 y_{t-1} + u_t$$

Transformando em primeiras diferenças<sup>33</sup> tem-se:

$$\begin{aligned} 3.7 - \Delta y_t &= A_1 y_{t-1} - y_{t-1} + u_t \\ &= (A_1 - I) y_{t-1} + u_t \\ &= \pi y_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

Onde:

- $Y_t$  e  $u_t$  : são os  $(n \times 1)$  vetores
- $A_1$  : é a matriz  $(n \times n)$  dos parâmetros
- $I$  : é a matriz  $(n \times n)$  de identidade
- $\pi$  : equivale a diferença de  $(A_1 - I)$

Este método é capaz de verificar a existência de vetores de co-integração e o número deles. Isto é encontrado por meio da relação co-integrante que surge de  $(A_1 - I)$ . De modo geral, se  $(A_1 - I)$  consistir em zeros, então o vetor  $\pi$  será igual a zero. Deste modo qualquer combinação de  $\Delta y_t$  será um processo de raiz unitária. Caso o vetor ( $\pi$ ) seja igual ao número de variáveis ( $n$ ), então qualquer combinação linear entre elas será co-integrada e as variáveis poderão permanecer em nível. Quando for um número entre 0 e  $n$ , denotará o número de equações co-integrantes. (Enders, 2003).

Algumas variáveis apresentaram tendência em nível, sendo assim se adotará um modelo com tendência linear nos dados, mas sem tendência na equação co-integrante. Na escolha da defasagem, os critérios de seleção<sup>34</sup> Akaike e Schwarz

<sup>33</sup> Esta equação pode ser modificada com o acréscimo do parâmetro constante e da variável de tendência, bem como com o acréscimo de mais variáveis. Na prática este modelo trabalha com uma equação mais complexa.

<sup>34</sup> Estes critérios são baseados na seguinte função:  $AIC = -2l/n + 2k/n$ , e  $CS = -2l/n + k \log l/n$  onde  $k$  é o número de parâmetros estimados.  $l$  é o teste log likelihood usando os  $k$  parâmetros estimados e  $n$  é o número de observações. Na prática são feitas diversas regressões com valores distintos de  $k$ , até se encontrar o valor de  $k$  que minimize AIC e CS. (GUJARATI 2000) e MANUAL DO EVIEWS 3.1.

tiveram resultados opostos, onde o primeiro apontava para cinco defasagens e o segundo para nenhuma. Outro critério para análise foi o Log likelihood<sup>35</sup>, que também apontou para 5 defasagens. Sendo assim, se adotou o modelo com 5 defasagens<sup>36</sup> (ver anexo 1).

O Eviews 3.1 utiliza a estatística de Likelihood Ratio (relação de probabilidade) que é equivalente a estatística do traço, para verificar a existência de vetores de co-integração, ou seja, da existência de equação co-integrante. Ele inicia contra a hipótese nula de nenhuma ( $n = 0$ ) relação co-integrante ( $\pi$ ) até a hipótese de ( $n-1$ ). Dizer que rejeita a hipótese nula de nenhuma relação co-integrante, significa que há pelo menos uma relação e assim por diante. Caso exista, o próprio teste fornece o número de equações co-integrantes. Os resultados essenciais do teste, para este trabalho, estão apresentados na tabela 4.

TABELA 4 – TESTE JOHANSEN DE CO-INTEGRAÇÃO

Likelihood Ratio	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico	Hipótese do número de Eq. Co-integrantes
149.6582	68.52	76.07	Nenhuma**
92.51180	47.21	54.46	Mais do que uma**
45.28962	29.68	35.65	Mais do que duas**
15.61452	15.41	20.04	Mais do que três*
0.442822	3.76	6.65	Mais do que quatro

\*(\*\*) DENOTA REJEIÇÃO SOB A HIPÓTESE A 5%(1%) DE NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA.

L.R. indica a presença de 4 equações co-integrantes a 5% de nível de significância e 3 equações a 1%.

O resultado do teste indicou a presença de quatro equações co-integrantes a 5% de nível de significância e três a 1%, ou seja, haveria quatro vetores co-integrantes. Como do total de cinco combinações lineares possíveis, quatro são co-integradas, torna-se difícil atribuir alguma interpretação econômica. Pois as quatro combinações são relações de equilíbrio de longo prazo. Entretanto, este fato não será problema neste

<sup>35</sup> Maximizar esta estatística equivale a minimizar a estimativa por máxima verossimilhança de  $s^2$  (SQR/m). (GUJARATI 2000) e MANUAL DO EIEWS 4.1

<sup>36</sup> Na análise feita com nenhuma defasagem se encontrou uma equação co-integrante a 5% de nível de significância. Quando feita para 5 defasagens e sem tendência nas variáveis, resultou em 3 equações co-integrantes a 1%. Tais resultados não alterariam a interpretação de que as variáveis teriam a possibilidade de permanecer em nível.

trabalho. Primeiramente porque aqui não se trabalhará com o sistema VAR, modelo deste tipo precisaria saber qual seria a equação co-integrante de equilíbrio de longo prazo. Além do mais, aqui se tem a informação, exógena ao teste, de que a variável BC é a dependente. Nas palavras de MADDALA (2000, P. 302):

*“Em todo caso, quando estivermos interessados em previsão, a existência de relações de cointegração, mesmo se elas não tiverem alguma interpretação econômica, deverá nos ajudar a melhorar as previsões oriundas de modelo VAR. A multiplicidade dos vetores de cointegração (e os problemas de identificação resultantes mencionados anteriormente) não precisa nos preocupar. Não é necessário descartar as relações de cointegração que não tem significado econômico. Na verdade, esse é o uso mais importante dos testes de cointegração e das relações de cointegração.”*

O objetivo deste teste era verificar a existência de vetores de co-integração. Sendo assim, a presença de mais de um vetor de co-integração tem o sentido de reforçar a hipótese de que as variáveis são co-integradas. Caso não fosse verificada a existência de pelo menos um vetor, as variáveis deveriam ficar em primeiras diferenças. Como este não foi o caso, elas puderam permanecer em nível e o modelo da equação 3.4 será mantido. Para verificar se a combinação linear das variáveis utilizadas neste modelo realmente é co-integrada, se fará o teste AEG após ser encontrada a equação definitiva.

### 3.2 - Resultados Empíricos

Os resultados estimados da equação 3.5 estão representados na tabela<sup>37</sup> 5. A regressão não demonstrou os resultados esperados pela teoria, tanto no que se refere aos sinais quanto ao nível de significância<sup>38</sup> do PIB brasileiro e do nível de significância da estatística t do PIB estadunidense. Outro problema foi o teste de autocorrelação, captado pela estatística d, o qual apontou por uma correlação positiva. A primeira medida foi a retirada do parâmetro constante, pois este poderia estar distorcendo a relação do PIB brasileiro com a balança comercial, fazendo com que o

<sup>37</sup> A variável  $\epsilon_t$  será demonstrada como  $E_t$ , a fim de facilitar a formatação e a visualização.

<sup>38</sup> A partir de agora quando se referir à significância, quer dizer que será significativa pelo menos a um nível de 5%.

parâmetro da variável PIB tivesse seu sinal oposto ao da teoria. Como a balança comercial é a diferença entre as exportações e as importações, não deveria haver necessariamente um valor inicial (parâmetro constante).

TABELA 5 – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO 3.5

Variável dependente: BC		
Método: Mínimos Quadrados Ordinários		
Período após ajuste: 1996.1 - 2006.2		
Número de observações após ajuste: 40		
Variável	Coefficiente	Teste t
C	-22.275,740	-6,3815***
YBR <sub>t</sub>	66,538	1,4696
YEU <sub>t</sub>	0,016	1,6231
YAR <sub>t</sub>	98,602	5,6078***
E <sub>t</sub>	13,534	1,0683
E <sub>t-1</sub>	14,005	2,3552
E <sub>t-2</sub>	12,967	2,1220
E <sub>t-3</sub>	10,420	1,4265
E <sub>t-4</sub>	6,364	0,9236
E <sub>t-5</sub>	0,799	0,1024
E <sub>t-6</sub>	-6,275	-0,4310
ΣE	51,812	2,4482**
R <sup>2</sup> = 0,9353    R <sup>2</sup> ajust.: 0,9235		
D = 1,6532    di = 1,175    Ds = 1,854		

\* 10% DE SIGNIFICÂNCIA \*\*5% DE SIGN. \*\*\*1% DE SIGN

O resultado da estimação do modelo sem o parâmetro constante está demonstrado na tabela 6. Houve uma melhora significativa dos resultados do modelo. O R<sup>2</sup> demonstrou ser elevado, todas variáveis (inclusive o PIB brasileiro) tiveram seus sinais de acordo com o pressuposto pela teoria e todos os parâmetros das variáveis foram significativos a 1%. Entretanto, ao se observar os resultados mais atentamente, há indicio de inconclusão relativo à presença de correlação, ou seja, pode haver autocorrelação.

TABELA 6 – ESTIMAÇÃO DO MODELO SEM O PARÂMETRO CONSTANTE (C)

Variável dependente: BC		
Método: Mínimos Quadrados Ordinários		
Período após ajuste: 1996.3 - 2006.2		
Número de observações após ajuste: 40		
Variável	Coefficiente	Teste t
YBRt	-202.1843	-8.2540***
YEUt	0.0437	3.4342***
YARt	96.0595	3.7110***
Et	13.4748	0.7223
Et-1	15.5808	1.7809
Et-2	17.2860	1.9330
Et-3	18.5904	1.7555
Et-4	19.4940	2.0132
Et-5	19.9967	1.8860
Et-6	20.0986	0.9777
ΣE	124.5213	4.7415***
R2 = 0.8554    R2 ajust.: 0.8341		
D = 1.4576    di = 1.175    Ds = 1.854		

\* 10% DE SIGNIFICÂNCIA \*\*5% DE SIGNIFIC. \*\*\*1% DE SIGNIFIC

Afim de corrigir os problemas com a autocorrelação se acrescentou a balança comercial do período anterior como variável do modelo. Embora tenha diminuído aparentemente o problema da autocorrelação, não foi o suficiente. Além do mais, os resultados dos testes t's não foram significativos<sup>39</sup> nem a um nível de 10% para a Argentina e somente a 10% para os EUA. A próxima tentativa foi transformar o PIB brasileiro, em defasado em um período. Ou seja, agora o PIB do ano anterior explicaria parte da variação na balança comercial, ao invés do PIB corrente. A tabela número 7 demonstra os resultados. E a equação ficou assim:

$$3.8 - BC_t = a_1 Ybr_{t-1} + a_2 Yeu_t + a_3 Yar_t + \sum_{i=1}^{p-1} b_i \varepsilon_{t-i} + BC_{t-1} + u_t$$

<sup>39</sup> Quando aparecer não significativo, estará se referindo a 5% de significância. Em casos que for significativo a 10% será especificado o nível de significância.

TABELA 7 – ESTIMAÇÃO DO MODELO SEM “C” E COM ACRÉSCIMO DE BCT-1 E TRANSFORMAÇÃO DE YBRT EM YBRT-1

Variável dependente: BC		
Método: Mínimos Quadrados Ordinários		
Período após ajuste: 1996.3 - 2006.2		
Número de observações após ajuste: 40		
Variável	Coefficiente	Teste t
BCt-1	0,5835	5,86427***
YBRT-1	-107,7472	-4,5018***
YEUt	0,0177	1,938621*
YARt	50,1979	2,6169**
Et	19,1747	1,5410
Et-1	13,0887	2,2535**
Et-2	8,6708	1,4533
Et-3	5,9208	0,8263
Et-4	4,8388	0,7191
Et-5	5,4249	0,7310
Et-6	7,6790	0,5545
$\Sigma Et$	64,7977	3,1927***
R2 = 0,9386	R2 ajust.: 0,9275	
D = 2,0734	di = 1,175	Ds = 1,924

\* 10% DE SIGNIFICÂNCIA \*\*5% DE SIGN. \*\*\*1% DE SIGN.

Os resultados desta última equação foram bastante significativos e mesmo após diversas simulações demonstrou ser o mais adequado (quando se mantém todas variáveis iniciais do modelo). O  $R^2$  foi bastante elevado demonstrando que as variáveis explicativas representam 93,86% das variações da balança comercial. Em relação aos testes t's os resultados foram positivos,  $Ybr_{t-1}$  e  $BC_{t-1}$  foram significativos a 1% e os sinais dos parâmetros foram os mesmos esperados pela teoria.  $Yar_t$  ficou significativa a 5% de nível de significância, enquanto a dos  $Yeu_t$ <sup>40</sup> foi significativo apenas a 10%. mas ambos tiveram os sinais esperados. O teste de Durbin Watson demonstrou não haver problemas de autocorrelação. O valor encontrado para d foi 2.073 sendo que o valor crítico de “d” para sete variáveis explicativas e 40 graus de liberdade é 1,924.

<sup>40</sup> Em regressões feitas excluindo a Argentina, mantendo apenas o PIB dos EUA como variável proxy da renda do resto do mundo, o parâmetro para  $Yeu$  teve seu teste significativo a um nível de 5% de significância. O restante da análise manteve a qualidade dos dados apresentados nesta última.

Em relação à taxa de câmbio real, variável chave deste trabalho, os sinais das defasagens foram positivos, porém os testes deram insignificantes para todos os períodos (com exceção de  $\varepsilon_{t-1}$ ), variando entre eles. Entretanto a grande vantagem do método de defasagem de Almon é verificar a soma dos coeficientes, ou seja, verificar se existe um efeito de longo prazo. Neste sentido o teste t foi significativo a 1% de nível de significância, demonstrando que a taxa real de câmbio influencia positivamente a balança comercial no longo prazo. O parâmetro  $b$  teve seu valor em 64,79 como  $\varepsilon$  está em base 100, pode-se dizer que a variação 1% na taxa de câmbio real, ocasiona um aumento de US\$ 64,79 milhões na balança comercial. Ou seja, foi detectada a presença da Condição de Marshall-Lerner para o caso brasileiro para um período de 6 trimestres.

Pelo teste de Johansen, foi observado que havia possibilidade de quatro vetores cointegrantes. Após o modelo final ter sido encontrado, se fará o teste AEG, afim de saber se a combinação linear utilizada entre as variáveis é co-integrada. O resultado do teste é demonstrado na tabela 8.

TABELA 8 – TESTE AUMENTADO DE ENGLE-GRANGER<sup>11</sup> NO RESÍDUO (UT) DA EQUAÇÃO 3.3

Estatística de AEG	-6,1564	1% Valor Crítico*	-4,6931
		5% Valor Crítico	-4,0111
		10% Valor Crítico	-3,5845
R2	0,6230	Estatística de Durbin-Watson	1,6945
R2 ajustado	0,6015	Critério de Schwarz	17,0721

\*MACKINNON (1991) VALOR CRÍTICO PARA REJEIÇÃO DA HIPÓTESE DA RAIZ UNITÁRIA

Foi utilizado o critério de Schwarz para estabelecer o número adequado de defasagem. A estatística de Durbin Watson foi acima do limite superior, não havendo problema de autocorrelação, confirmando o número adequado da defasagem. O valor do t estimado foi, em módulo maior que os t's críticos mesmo a 1% de significância.

<sup>11</sup> Comparará-se com os valores críticos disponíveis em MacKinnon (1991), os quais são maiores e mais adequados que os estabelecidos em Engle-Granger (1987). Isto porque o segundo traz apenas os valores críticos para um número de observações iguais a 100.

conclui-se então que o  $u_t$  é estacionário e as séries temporais são co-integradas no longo prazo. Deste modo os resultados da equação 3.6 não são espúrios e as interpretações são válidas

Outra questão importante neste trabalho era verificar a presença da curva J para o caso brasileiro, como esta não foi observada no modelo juntamente com as demais variáveis, se fará uma regressão exclusivamente com a taxa real de câmbio, sendo representada pela equação 3.9, que nada mais é que a equação 3.5 sem as demais variáveis. Esta estimação tem como único escopo, verificar as influências das desvalorizações cambiais de cada período na balança comercial de maneira mais próxima. Este método foi utilizado por Weixian (1998) e Uphadyaya (1996).

$$3.9 - BC_t = \sum_{i=1}^{p-1} b_i \varepsilon_{t-i} - u_t$$

Os resultados desta estimação estão apresentados na tabela 9. O período de seis trimestres para avaliação foi mantido. Nesta regressão, os sinais dos coeficientes do período corrente e do subsequente foram negativos. Os dois trimestres seguintes tiveram o sinal positivo, mas os testes t não foram significativos. Os períodos restantes foram positivos e estatisticamente significativos. Mesmo que os primeiros períodos não tenham sido significativos, pode-se representar uma curva J pelo valor de seus coeficientes. Antes de entrar em pormenores é importante apontar para o teste d, o qual demonstrou autocorrelação positiva, muito abaixo do valor crítico. A fim de solucionar este problema foi adicionada a variável da balança comercial defasada,  $BC_{t-1}$ . O problema de autocorrelação foi resolvido, porém desvirtuou em demasia os resultados.

A escolha de 6 defasagens para a variável  $\varepsilon_t$  foi determinada por ser a que melhor se adequou ao modelo, conforme nota de rodapé 26. Entretanto, também pode ser adotado um método formal para escolher o número de defasagens no esquema de Almon, aqui foi usado o critério de Schwarz, já usado anteriormente e recomendado por GUJARATI (2000). Segundo este critério, o número de defasagens ideal seria 16, o que diminui fortemente o número de amostras e por consequência o grau de liberdade. Mas como o objetivo agora não é encontrar o melhor modelo para explicar a

balança comercial, e sim observar da forma mais adequada a estrutura da relação da taxa real de câmbio. se fará a regressão segundo este critério. Por sorte se começará a partir do primeiro trimestre de 1999, período de incisiva desvalorização do real, o que beneficia a análise do comportamento de BC em relação a  $\epsilon$ .

TABELA 9 – CURVA J EM NÍVEIS

Variável dependente: BC		
Método: Mínimos Quadrados Ordinários		
Período após ajuste: 1996.3 - 2006.2		
Número de observações após ajuste: 40		
Variável	Coefficiente	Teste t
C	-13.439,09	-6,4684***
E <sub>t</sub>	-31,5162	-1,3946
E <sub>t-1</sub>	-12,6896	-1,2912
E <sub>t-2</sub>	5,8560	0,5056
E <sub>t-3</sub>	24,1208	1,7437
E <sub>t-4</sub>	42,1045	3,7606***
E <sub>t-5</sub>	59,8074	6,5862***
E <sub>t-6</sub>	77,2293	3,4603***
S E	164,9120	8,2839***
R2 = 0,7296 R2 ajust.: 0,7070		
Estatística de Durbin Watson: 0.564902		

\* 1% DE SIGNIFICÂNCIA \*\*5% DE SIGN. \*\*\*1% DE SIGN.

Primeiramente a estimação foi feita conforme a equação 3.2, porém esta apresentou problemas de autocorrelação e provavelmente de multicolinearidade. Para corrigir o problema, o modelo mais adequado foi com a introdução de  $BC_{t-1}$  e com alteração de  $Ybr_t$  para  $Ybr_{t-1}$ , como na equação 3.3; em relação à renda do resto do mundo, só foi utilizado  $Yeu_t$ , a qual também foi transformada, ficando em  $Yeu_{t-1}$ . Os resultados estão demonstrados na tabela 10. E a equação ficou:

$$3.10 - BC_t = a + a_1 Ybr_{t-1} + a_2 Yeu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} b_i \epsilon_{t-i} + BC_{t-1} + u_t$$

$BC_{t-1}$  e  $Ybr_t$  foram significativos, o mesmo não ocorreu com  $Yeu_{t-1}$ , o motivo pode ser tanto a multicolinearidade como a micronumerosidade. A soma dos coeficientes dos atrasos manteve-se significativa e positiva.

Em relação aos testes t por período (foco desta regressão), os parâmetros foram significativos justamente após o sexto trimestre (este foi significativo a 10%). O período corrente e os 2 trimestres seguintes após a desvalorização, tiveram sinal negativo e não foram estatisticamente significantes. A partir do terceiro trimestre todos os parâmetros são positivos, sendo que os valores dos testes t aumentaram até o décimo segundo período, decrescendo até o último, porém mantendo-se significativos. O sétimo e o oitavo trimestre foram significativo a 5%. Do nono ao décimo segundo foram significativos a 1%, os períodos restantes foram significativos a 5%.

A análise dos coeficientes permitiu a observação da curva J, como demonstrado no gráfico 3.1<sup>42</sup>. Logo após a desvalorização, os valores dos parâmetros foram negativos, se tornando cada vez menos negativos, até o ponto em que passaram a ser positivos. Posteriormente seus valores foram sempre crescentes. A característica desses parâmetros coincide com a teoria da curva J, porém sua presença para o caso brasileiro não pode ser categoricamente afirmada em razão dos primeiros períodos não tenham sido significativos. Ao mesmo tempo, olhando pela questão da significância dos testes t, pode-se observar a escalada constante de seus valores, o que também favorece a uma leitura da curva J.

A primeira tentativa foi para um período de dois anos (metade do tempo do último teste). Os resultados para os coeficientes defasados foram significativamente negativos logo após a desvalorização de  $\epsilon$ , com uma posterior melhora, até o ponto que se tornou positiva e significativa. Estes resultados deram exatamente a característica de uma curva J, porém havia o problema da autocorrelação. Para este problema, novamente a regressão foi feita com a inclusão de  $BC_{t-1}$ . Os resultados estão disponíveis na tabela 11.

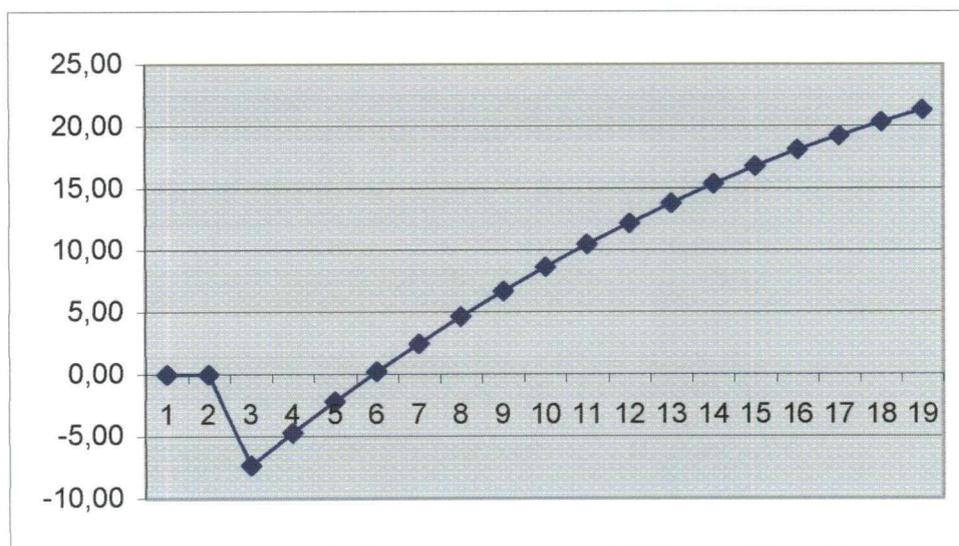
---

<sup>42</sup> O gráfico teve início com os dois primeiros períodos iguais a zero apenas para melhor visualizar a consequência da desvalorização cambial.

O termo constante e  $BC_{t-1}$  foram significativos a 1% de nível de significância, o mesmo ocorreu com a somatória dos efeitos defasados da desvalorização de  $\varepsilon_t$ , novamente se verificou a Condição de Marshall-Lerner. Em relação aos coeficientes defasados, tiveram resultados semelhantes ao da equação 3.10, porém agora passaram a ser significativos a partir de 14 meses anteriores. Ainda foi tentando regredir uma equação com 12 meses, porém os coeficientes defasados não foram significativos, com exceção de décimo período a 5%.

Ainda foi realizado o teste Schwarz para verificar qual seria o modelo de defasagem mais adequado, o resultado foi de 50 meses, ou seja, equivalente aos 16 trimestres utilizados na equação 3.10. Os resultados também foram equivalentes ao da equação citada, com os 13 primeiros negativos e não significativos e a partir do vigésimo terceiro positivo e significativo; corroborando o modelo da equação 3.10.

GRÁFICO 3.3 – POSSÍVEL CURVA J PELA ANÁLISE DOS COEFICIENTES DAS DEFASAGENS DE E DA EQUAÇÃO 3.5



FONTE: COEFICIENTES DEFASADOS DE E T DA EQUAÇÃO 3.10

TABELA 10 – ESTIMAÇÃO PARA ANÁLISE DA CURVA J. ADOTANDO O CRITÉRIO DE SCHAWARZ

Variável dependente: BC		
Método: Mínimos Quadrados Ordinários		
Período após ajuste: 1999.1 - 2006.2		
Número de observações após ajuste: 30		
Variável	Coefficiente	Teste t
c	4.192	0,6872
BC <sub>t-1</sub>	0,4742	2,7484**
YBR <sub>t</sub>	-1472874,0000	-2,9471***
YEU <sub>t-1</sub>	0,0003	0,0334
E <sub>t</sub>	-7,2948	-0,7760
E <sub>t-1</sub>	-4,6953	-0,6781
E <sub>t-2</sub>	-2,2039	-0,4476
E <sub>t-3</sub>	0,1793	0,0509
E <sub>t-4</sub>	2,4545	0,8460
E <sub>t-5</sub>	4,6216	1,5519
E <sub>t-6</sub>	6,6805	1,99691*
E <sub>t-7</sub>	8,6314	2,34546**
E <sub>t-8</sub>	10,4741	2,72028**
E <sub>t-9</sub>	12,2087	3,18515***
E <sub>t-10</sub>	13,8352	3,75958***
E <sub>t-11</sub>	15,3536	4,33846***
E <sub>t-12</sub>	16,7639	4,557***
E <sub>t-13</sub>	18,0660	4,12172***
E <sub>t-14</sub>	19,2601	3,35518***
E <sub>t-15</sub>	20,3460	2,65123**
E <sub>t-16</sub>	21,3239	2,11219**
S E	156,0050	4,1996***
R2 =		
0,9573      R2 ajust.: 0,9461		
d = 2,0081    di = 0,998      ds = 1,931		

\* 10% DE SIGNIFICÂNCIA \*\*5% DE SIGN. \*\*\*1% DE SIGN

TABELA 11 - ESTIMAÇÃO PARA ANÁLISE DA CURVA J EM DADOS MENSAIS

Variável dependente: BC		
Método: Mínimos Quadrados Ordinários		
Período após ajuste: 1999.1 - 2006.2		
Número de observações após ajuste: 30		
Variável	Coefficiente	Teste t
c	-1455.605	-3.402549***
BC <sub>t-1</sub>	0.672066	9.732873***
E <sub>t</sub>	-1.10300	-0.93208
E <sub>t-1</sub>	-0.90748	-0.94730
E <sub>t-2</sub>	-0.71732	-0.94164
E <sub>t-3</sub>	-0.53250	-0.88760
E <sub>t-4</sub>	-0.35303	-0.73445
E <sub>t-5</sub>	-0.17891	-0.43281
E <sub>t-6</sub>	-0.01014	-0.02541
E <sub>t-7</sub>	0.15327	0.36213
E <sub>t-8</sub>	0.31134	0.67045
E <sub>t-9</sub>	0.46406	0.91542
E <sub>t-10</sub>	0.61143	1.12762
E <sub>t-11</sub>	0.75344	1.33123
E <sub>t-12</sub>	0.89011	1.54424
E <sub>t-13</sub>	1.02143	1.78129
E <sub>t-14</sub>	1.14739	2.05478**
E <sub>t-15</sub>	1.26801	2.37206**
E <sub>t-16</sub>	1.38328	2.72394***
E <sub>t-17</sub>	1.49319	3.05970***
E <sub>t-18</sub>	1.59776	3.26619***
E <sub>t-19</sub>	1.69697	3.22592***
E <sub>t-20</sub>	1.79084	2.94973***
E <sub>t-21</sub>	1.87936	2.56745**
E <sub>t-22</sub>	1.96252	2.19143**
E <sub>t-23</sub>	2.04034	1.86763
E <sub>t-24</sub>	2.11280	1.60198
S E	18.7752	3.87614***
R2 = 0.8615 R2 ajust. : 0.8559		
d = 2.2583 di = 1,230 ds = 1,786		

\* 10% DE SIGNIFICÂNCIA \*\*5% DE SIGN. \*\*\*1% DE SIGN.

## Conclusão

Ao longo do presente trabalho procurou-se verificar as relações entre a taxa de câmbio real e as exportações líquidas. Para tanto, no primeiro capítulo foi demonstrado e explicado o modelo Mundell-Fleming, iniciando pelas relações macroeconômicas básicas de um país fechado até o modelo aberto e os determinantes da balança comercial. Feito isto, foi apresentada a teoria a respeito da Condição de Marshall-Lerner e da Curva J. O segundo capítulo trouxe exemplos de trabalhos sobre outros países, os quais serviram para corroborar o embasamento teórico e auxiliaram na escolha dos modelos que foram posteriormente adotados.

A análise empírica para o Brasil foi feita no terceiro capítulo. A equação da balança comercial introduzida no primeiro capítulo foi confirmada para o caso brasileiro, onde as variáveis proxy deram conta de demonstrar as relações entre as variáveis explicativas e a dependente. Os resultados foram condizentes com a teoria exposta no primeiro capítulo. A relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial pôde ser analisada tanto no curto como no longo prazo.

O principal problema deste trabalho era saber se uma desvalorização da taxa de câmbio real iria realmente trazer efeitos positivos para a balança comercial, ou seja, se a Condição de Marshall-Lerner seria satisfeita. Esta condição realmente se verificou, quando o período de análise é o médio prazo. O parâmetro  $b_1$ , que é o efeito de longo prazo de  $\epsilon$ , foi estatisticamente significativo a 1% tanto no modelo final para seis defasagens, quanto para o modelo com doze. O valor do coeficiente foi de 64,80 para o primeiro caso. Isto é, um aumento de 1 unidade porcentual em  $\epsilon$ , ocasiona um aumento de US\$ 64,80 mi após seis trimestres na balança comercial. Quando se prolongou a análise para 16 trimestres o valor do coeficiente foi 156,00.

A curva J também pôde ser observada ao se analisar o valor dos coeficientes defasados de  $\epsilon$ , na regressão com dezesseis defasagens. Seu aspecto foi semelhante ao proposto pela teoria, com os primeiros efeitos negativos em BC após uma desvalorização de  $\epsilon$  e a posterior melhora nas exportações líquidas. Entretanto, os primeiros parâmetros não foram estatisticamente significantes, impossibilitando

afirmar sobre a existência da curva J no Brasil, restringindo a uma suposição de sua existência. A conclusão definitiva a ser retirada dos testes de significância, é que uma desvalorização cambial ocasionará efeitos mais intensivos na balança comercial somente após um determinado período. Neste trabalho este período foi de seis trimestres para a estimação com todas as variáveis e de doze meses quando foi estimado somente em relação a  $\epsilon$  em dados mensais.

Pelos testes apresentados aqui, pode-se determinar que uma desvalorização da taxa de câmbio real, resultará em melhora das exportações líquidas no médio prazo. Caso o objetivo seja uma melhora imediata nas exportações líquidas, uma política de desvalorização deve ser adotada com cautela, pois seus efeitos não são observados com clareza no curto prazo, podendo ter efeitos negativos.

Além de uma política cambial competitiva, é importante a existência de políticas ativas que visem aumentar a elasticidade renda das exportações brasileiras ao passo que diminuam a elasticidade renda das importações. Pois, como a taxa de câmbio afeta diversas áreas da economia, não deve ser usada como única ferramenta para deixar os produtos nacionais competitivos.

## 8 – REFERÊNCIAS

- ABM CONSULTING. **Condição de Marshall-Lerner e a curva J: Análise empírica para os Estados Unidos**. Disponível em <[http://www.acrefi.org.br/artigos/curva\\_j\\_eua.pdf](http://www.acrefi.org.br/artigos/curva_j_eua.pdf)>, acesso 20 de maio de 2006.
- ANÁLISE COMÉRCIO EXTERIOR**. São Paulo: Análise, 2006.
- APPLEYARD, D. R.; FIELD, A. J., JR. A Note on Teaching the Marshall-Lerner Condition. **Journal of Economic Education**, 1986. Disponível em <<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bsh&AN=5422077&lang=pt-br&site=ehost-iiive>>. Acesso em 01 de maio de 2006.
- ARORA, S.; BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI G. Bilateral J-curve between India and her trading partners. **Applied Economics**, 2003. Disponível em <<http://web.ebscohost.com/ehost/detail?vid=12&hid=104&sid=9892359e-68d4-48e2-8d41-b11193fcc1b3%40sessionmgr102>> Acesso em 10 de jul. 2006.
- BACEN – Bancos de dados, 2006. Disponível em <[www.bacen.gov.br](http://www.bacen.gov.br)> . Acessado no período de abril e maio.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia : teoria e política econômica**. 2 ed. Rio de Janeiro/RJ: Editora Campus, 2001.
- BULUSWAR, M. D.; THOMPSON, H.; UPADHYAYA, K. P. *Devaluation and the trade balance in India: stationarity and cointegration*. **Applied Economics**, 1996. Disponível em <<http://web.ebscohost.com/ehost/detail?vid=58&hid=4&sid=9892359e-68d4-48e2-8d41-b11193fcc1b3%40sessionmgr102>> . Acesso em 10 de jul. de 2006.
- CEPEDA, R. H. C; THOMPSON G. D. Effects of the North American free trade agreement. **ERE Seminar NAFTA**, 2005. Disponível em <http://www.eea-esem.com/EEA/2005/Prog/viewpaper.asp?pid=1891>. Acesso em 20 de ago. de 2006.
- ECONOMAGIC - Banco de dados, 2006. Disponível em:<<http://www.economagic.com>>. Acesso no período de jul. a ago.
- ENDERS, W. **Applied Economic Time Series**. Jonish Wintel e Sensin. 1995.
- ENGLE, R. F; GRANGER. C. W. J. Co-integration and Error Correction: representation, estimation, and testing. **Econométrica**, v.55 n. 2. p.251-276. Disponível em <<http://links.jstor.org.br/sici?sici=0012-9862>>. Acesso em 30 de nov. de 2006. FAVA, V. L.; Testes de raízes unitárias e co-integração. In, VASCONCELLOS, D. A.; ALVES, D. **Manual de Econometria: nível intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000. p. 245-252.

FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. **Manual de Econometria: nível intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000. p.245 – 252.

FELMINGHAN, B. S. Where is the Australian J Curve. **Bulletin of Economic Research**, 1988. Disponível em <<http://ideas.repec.org/a/bla/buecrs/v40y1988i1p43-56.html>>. Acesso em 10 de ago. de 2006.

FROYEN, R.T. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo/SP: Editora Saraiva, 2005. cap.21.

GOMES, F. A. R.; PAZ, L. S. Can real exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990–1998 Brazilian case. **Applied Economics Letters**, 2005. Disponível em <<http://web.ebscohost.com/ehost/detail?vid=9&hid=15&sid=ba9ed4f0-3662-4a67-a612-8ba102c1e9fc%40sessionmgr3>>. Acesso em 10 de ago. de 2006.

GUJARATI, D. N.; **Econometria Básica**. São Paulo/SP: Pearson Education do Brasil, 2000.

HOONTRAKUL, P.; GIBA S (1999). **Exchange Rate Theory : A Review**.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSON – Banco de dados, 2006. Disponível em : <<http://www.indec.mecon.gov.ar/>>. Acessado no período de abril e maio.

IPEA – Bancos de dados, 2006. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acessado no período de abril e maio.

KENEN, B.K. **Economia Internacional: teoria e política**. 3 ed. Rio de Janeiro/RJ: Editora Campus, 1998.

KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 4. ed. São Paulo/SP: Makron Books, 1999.

KULKARNI, K. G. The J-Curve hypothesis and currency devaluation: cases of Egypt and Ghana. **Journal of Applied Business Research**, 1996. Disponível em <<http://web.ebscohost.com/ehost/results?vid=51&hid=104&sid=9892359e-68d4-48e2-8d41-b11193fcc1b3%40sessionmgr102>>, ACESSO EM 20 DE MAIO 2006.

MACKINNON, J.G. Critical values for cointegration tests. **University of California at San Diego, Economics Working Paper Series from Department of Economics, UC San Diego**, 1990-91. Disponível em <<http://www.econ.ucsd.edu/papers/files/90-4.pdf>>. Acesso em 29 de nov. de 2006.

MADDALA, G. S. **Introdução a Econometria**. 3 ed. Rio de Janeiro/RJ: LTC – Livros Técnicos e Científicos, Editora AS, 2003.

MANKIW, N.G. **Macroeconomia**. 3ª ed. Rio de Janeiro/RJ: LTC – Livros Técnicos e Científicos. Editora AS, 1997. p. 226-253

Moura, G.; SILVA, S da. Is There a Brazilian J–Curve?. **Economics Bulletin**, 2005. Disponível em < <http://www.economicsbulletin.com/2005/volume6/EB-05F30007A.pdf>>. Acesso em 15 de maio de 2006.

NARAYAN, P. K.; New Zealand's trade balance: evidence of the J-curve and granger causality. **Applied Economics**, 2004. Disponível em < <http://ideas.repec.org/a/taf/apect/v11y2004i6p351-354.html> >

OBANDO, H. R. Condición Marshall-Lerner y efecto curva “J”. Una aproximación al caso colombiano. **Escritos de Economía**, 2003. Disponível em < <http://www.eafit.edu.co/NR/rdonlyres/7CEC6933-F09D-4840-A6C5-95C5E2F2F36C/0/PapersNo5.pdf>> . Acesso em 20 de jul. 2006.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. Eviews 3.1. 1999. Manual do Eviews 3.1. Software para trabalhos quantitativos.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. Eviews 4.1. Manual do Eviews 4.1. Software para trabalhos quantitativos.

VANSSAY, X de. (2003). **The Marshall-Lerner Condition; An Encyclopedia of Macroeconomics**, 2003. Disponível em < [http://glendon.yorku.ca/sites/xavierhome.nsf/00a275e5bafb6d4585256479007604374f350d7b79a4ad768525701b007850b9\\$FILE/Marshall.pdf](http://glendon.yorku.ca/sites/xavierhome.nsf/00a275e5bafb6d4585256479007604374f350d7b79a4ad768525701b007850b9$FILE/Marshall.pdf)>. Acesso em 10 de maio de 2006.

WEIXIAN, W. An empirical study of the foreign trade balance in China. **Applied Economics**, 1999. Disponível em <<http://taylorandfrancis.metapress.com/link.asp?id=101478> > Acesso em, 15 de jul de 2006.

## ANEXOS

### ANEXO 1- MÉTODO PARA A ESCOLHA DE DEFASAGEM PARA O TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.

Intervalos de defasagem	1	2	3	4	5
Tendência dos dados:	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
Nº de Eq. Co-integrantes	Intercepto Sem tendência				
0	-1277.548	-1231.938	-1164.313	-1108.045	-1043.003
1	-1261.936	-1216.901	-1144.404	-1072.514	-1014.430
2	-1252.414	-1207.577	-1133.540	-1054.445	-990.8186
3	-1247.366	-1200.743	-1127.310	-1040.014	-975.9811
4	-1243.796	-1195.895	-1123.114	-1034.099	<b>-968.3952*</b>
5	-1243.115	-1192.780	-1122.293	-1033.866	-968.1738
0	- 59.43398	59.85756	59.25298	59.17294	58.65015
1	59.17891	59.62328	58.78114	57.92752	57.72148
2	59.20063	59.65472	58.73999	57.53389	57.04093
3	59.42571	59.80199	58.91950	57.31775	56.79905
4	59.71802	60.04164	59.19592	57.51702	<b>56.91976*</b>
5	60.14161	60.36187	59.63299	57.99346	57.40869
0	60.65047	62.11026	62.56283	63.56135	64.13900
1	<b>60.80091*</b>	62.28556	62.50471	62.73388	63.63256
2	61.22812	62.72659	62.87730	62.75820	63.37423
3	61.85870	63.28343	63.47054	62.96000	63.55457
4	62.55650	63.93267	64.16069	63.57721	64.09750
5	63.38559	64.66248	65.01149	64.47159	65.00865
L.R. Test:	Rank = 1	Rank = 2	Rank = 1	Rank = 3	Rank = 4

\* DENOTA O CRITÉRIO ESCOLHIDO