

FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE

**O MERCADO DE CÂMBIO E A TAXA DE CÂMBIO NA ECONOMIA  
BRASILEIRA: 1999 A 2007**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para a obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2008

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C345m  
2008

Cassuce, Francisco Carlos da Cunha, 1978-  
O mercado de câmbio e a taxa de câmbio na economia  
brasileira: 1999 a 2007 / Francisco Carlos da Cunha Cassuce.  
– Viçosa, MG, 2008.  
xviii, 185f.: il. ; 29cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Antônio Carvalho Campos.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 138-143.

1. Câmbio - Brasil - 1999-2007. 2. Exportação. 3. Economia  
- Brasil. I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 332.45

FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE

**O MERCADO DE CÂMBIO E A TAXA DE CÂMBIO NA ECONOMIA  
BRASILEIRA: 1999 A 2007**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 20 de fevereiro de 2008.

---

Prof. Luiz Eduardo de Vasconcelos  
Rocha

---

Prof. Orlando Monteiro da Silva

---

Prof<sup>ª</sup>. Viviani Silva Lirio

---

Prof.<sup>a</sup> Rosa Maria Olivera Fontes

---

Prof. Antônio Carvalho Campos  
(Orientador)

## **AGRADECIMENTO**

A Deus e a Nossa Senhora Aparecida.

A minha esposa Fernanda

A meus pais, Fátima e Carlito.

A minha irmã Déborah

A meus tios e primos

O apoio de minha família foi fundamental para que pudesse chegar ao fim dessa jornada.

Não poderia esquecer de meus amigos, Leonardo, Carlos André, Adelson, Sérgio, Jair, Flaviano, Juliana, José César. A todos os meus sinceros agradecimentos.

Agradeço também à Camila Rosado por sempre prestar ajuda imediata.

Ao meu orientador Antônio Carvalho Campos, pela confiança e paciência dispensadas.

Ao meu conselheiro Marcelo Braga, pela atenção concedida.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, especialmente a Cida e Carminha, pelo carinho, atenção e compreensão para com os alunos.

## **BIOGRAFIA**

FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE, filho de Carlito Medeiros Cassuce e Fátima Custódia da Cunha, nasceu em Ponte Nova, Minas Gerais, Brasil, em 12 de maio de 1978.

Em 1998, ingressou no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Viçosa (UFV), onde se formou em setembro de 2002.

Em fevereiro de 2003 iniciou o curso de Mestrado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da UFV, concluindo o curso em dezembro de 2004.

Em março de 2005 ingressou no curso de Doutorado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da UFV. Defendeu sua tese de Doutorado em fevereiro de 2008, mesmo período que ingressou como professor da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste).

## ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	viii
LISTA DE FIGURAS	xi
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xvi
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1.A Importância da Taxa de Câmbio para a Economia Brasileira....	1
1.2. O Problema de Pesquisa.....	9
1.3. Hipótese.....	13
1.4. Objetivos.....	13
2. O CÂMBIO NO BRASIL.....	15
3. REFERENCIAL TEÓRICO.....	31
3.1. Modelos Monetários.....	31
3.2. Paridade dos Juros.....	45
3.3. Viés de Simultaneidade entre a Política Monetária e a Taxa de Câmbio.....	48
3.4. O Prêmio de Risco Cambial.....	52
3.4.1. Uma Explicação Econômica para a Existência do Prêmio de Risco Cambial.....	58

	Página
3.5. Desvio da Paridade Descoberta dos Juros em Função do Tamanho da Amostra.....	62
3.5.1. Índices de Pressão e de Intervenção no Mercado de Câmbio.....	65
3.5.2. Pressão no Mercado de Câmbio.....	69
3.5.3. Índice de Intervenção no Mercado de Câmbio.....	71
3.6. Desvio da Hipótese de Expectativas Racionais e Viés na Paridade Descoberta dos Juros.....	73
4. METODOLOGIA.....	76
4.1. Modelos Estimados.....	76
4.2. Método de Equações Simultâneas.....	81
4.3. Filtro de Kalman.....	84
4.4. Cenários.....	85
4.5. Fonte de Dados.....	86
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	88
5.1. Estimação do Prêmio de Risco Cambial para o Brasil: 1999 a 2007.....	92
5.2. Desvio de Expectativas como Causa do Viés no Mercado Futuro de Câmbio.....	100
5.3. Discussão dos Resultados sobre os Índices de Pressão e Intervenção.....	103
5.3.1. Conclusão sobre os Índices de Pressão e Intervenção.....	110
5.4. Modelo do Mercado de Câmbio atrelado aos Mercados Monetário, de Bens, à Paridade do Poder de Compra e às Exportações Líquidas.....	112
5.5. Previsões.....	124
5.6. Resultados dos Cenários.....	129
6. CONCLUSÃO.....	134

	Página
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	138
APÊNDICES.....	144
APÊNDICE A.....	145
APÊNDICE B.....	180
APÊNDICE C.....	185



## LISTA DE TABELAS

		Página
1	Estatística descritiva das variáveis utilizadas no trabalho, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	90
2	Teste de raiz unitária, ADF, realizada nas variáveis; prêmio futuro ( $f_t - s_t$ ); prêmio de risco cambial ( $f_t - s_{t+1}$ ); e variação futura da taxa de câmbio ( $s_{t+1} - s_t$ ).....	92
3	Estimativas das equações de Fama (1984) para o Brasil, no período de janeiro de 1999 a maio de 2007.....	93
4	Função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) para os resíduos da série de prêmio de risco cambial estimada pelo Filtro de Kalman.....	95
5	Valor das estatísticas para os testes de ARCH e LM para os resíduos da equação (3.62).....	98
6	Testes de significância do prêmio de risco para o mercado futuro de câmbio (equação (3.62)).....	98
7	Valor das estatísticas para os testes ARCH e LM para os resíduos das equações (3.88) e (3.91).....	100
8	Testes de desvio de expectativas racionais para o mercado futuro de câmbio.....	101

	Página
9	Modelo de equações simultâneas para economia brasileira, no período de janeiro de 1999 a março de 2007..... 104
10	Índices médios de pressão bilateral ( $EMP_t$ ) e de intervenção ( $\omega_t$ ) no mercado de câmbio brasileiro, no período de janeiro de 1999 a março de 2007..... 108
11	Teste de Restrições Sobreidentificadoras..... 116
12	Testes de autocorrelação (Breusch-Godfrey) e de heterocedasticidade (teste de White) nos resíduos das equações estimadas..... 117
13	Teste do Máximo valor de co-integração para as variáveis exportações líquidas, renda interna, renda externa e taxa de câmbio à vista..... 119
14	Modelo estimado, composto pelas equações (4.1) – (4.8)..... 120
15	Estatística para verificar o ajustamento do modelo quanto a previsão da taxa de câmbio, dos preços internos, exportações líquidas e da produção..... 127
16	Estatística para verificar o ajustamento do modelo quanto a previsão da taxa de câmbio, dos preços internos, exportações líquidas e da produção no período de abril a agosto de 2007..... 128
17	Efeito de uma variação inicial na taxa de câmbio à vista, sobre o restante da economia..... 130
1B	Regressão para testar a presença de dois <i>outliers</i> na série $S_t$ ..... 182
2B	Regressão para testar a presença de um <i>outlier</i> na série $Z_t$ ..... 182
3B	Regressão para testar a presença de um <i>outlier</i> na série $p_t$ ..... 183
4B	Regressão para testar a presença de um <i>outlier</i> na série $p_t^*$ ..... 183
5B	Regressão para testar a presença de três <i>outliers</i> na série $y_t^*$ ..... 183

	Página	
6B	Teste de Raiz unitária nas séries de taxa de câmbio à vista ( $S_t$ ), exportações líquidas ( $Z_t$ ), preços internos ( $p_t$ ), preços externos ( $p_t^*$ ) e renda externa ( $y_t^*$ ) com as devidas alterações, caso necessário, para quebra estrutural.....	184
1C	Equação das exportações líquidas estimada por MQ2E (variável dependente: Exportações Líquidas).....	185
2C	Teste de autocorrelação e heterocedasticidade na equação das exportações líquidas, estimada por MQ2E.....	185

## LISTA DE FIGURAS

	Página
1.1 Evolução da taxa de câmbio e do saldo da balança comercial no período de 1970 a 2005, em Reais.....	4
1.2 Evolução da taxa de câmbio e dos investimentos diretos estrangeiros e outros investimentos, no período de 1970 a 2005, em Reais.....	5
1.3 Evolução da taxa de câmbio e dos investimentos estrangeiros em carteira – fundos de renda fixa, no período de 1993 a 2005, em Reais.....	6
1.4 Evolução da taxa de câmbio e do diferencial dos juros, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2005.....	7
3.1 Equilíbrio simultâneo no mercado monetário e no mercado de câmbio.....	41
3.2 Efeito de longo prazo de um aumento da oferta de moeda do Brasil (dado a produção real constante).....	42
3.3 Trajetórias de ajustamento das variáveis econômicas do Brasil após um aumento permanente na oferta de moeda brasileira.....	44
5.1 Prêmio de risco cambial estimado para a economia brasileira no período de janeiro de 1999 a maio de 2007.....	96

	Página	
5.2	Variação esperada da taxa de câmbio para o Brasil, no período de janeiro de 1999 a maio de 2007.....	97
5.3	Índice de pressão bilateral ( $EMP_t$ ) no mercado de câmbio brasileiro, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	106
5.4	Índice de intervenção ( $\omega_t$ ) no mercado de câmbio brasileiro, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	107
5.5	Evolução do câmbio observado e do câmbio previsto, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	125
5.6	Evolução dos preços internos observados e dos preços internos previstos, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	125
5.7	Evolução do PIB observados e do PIB previsto, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	126
5.8	Evolução das exportações líquidas observadas e das exportações líquidas prevista, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	126
1B	Comportamento da Taxa de câmbio à vista no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	180
2B	Comportamento das exportações líquidas (em logaritmo) no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	181
3B	Comportamento dos preços internos no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	181
4B	Comportamento dos preços externos no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	181
5B	Comportamento da renda externa no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.....	182

## RESUMO

CASSUCE, Francisco Carlos da Cunha, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2008. **O Mercado de Câmbio e a Taxa de Câmbio na Economia Brasileira: 1999 a 2007**. Orientador: Antônio Carvalho Campos. Co-orientadores: Marcelo José Braga e Fátima Marília Andrade de Carvalho.

O processo de abertura comercial e de flexibilização da conta capital, iniciado nos anos 1990, aliado à adoção de um regime de câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999, fizeram da taxa de câmbio uma das principais variáveis econômicas brasileiras. Diante disso, este trabalho analisou os impactos de variações na taxa de câmbio sobre as demais variáveis econômicas como taxa interna de juros, exportações líquidas, preços internos e valor da produção. Isso se torna ainda mais interessante quando é levado em consideração que no período da análise, de janeiro de 1999 a março de 2007, vigorou um regime de câmbio flutuante. Os resultados apresentados pelas políticas monetária e fiscal nesse regime seriam significativamente diferenciados aos que ocorreriam em um regime de câmbio controlado, que vigorou, praticamente, nos últimos cinquenta anos na economia brasileira. Contudo, o mercado cambial brasileiro pode apresentar alguns vieses que seriam gerados, por exemplo, pela existência de um

prêmio de risco cambial significativamente volátil, a ocorrência de erros e/ou desvios das expectativas racionais e a desconsideração da simultaneidade entre a taxa interna de juros e a taxa de câmbio. Sendo assim, verificou-se a existência de cada um desses vieses, concluindo que apenas o viés de simultaneidade ocorreu no período. Esse resultado, aliado ao de que os agentes do mercado de câmbio brasileiro formam suas expectativas racionalmente, possibilitou concluir que, ao considerar a simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa interna de juros, o mercado cambial brasileiro estaria sendo eficiente no período analisado. Para eliminar o viés de simultaneidade foi utilizada a metodologia de equações simultâneas, valendo-se do estimador de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).

Em suma, o resultado referente à verificação de viés no mercado de câmbio possibilitou concluir que o prêmio de risco cambial existe, no período da análise, mas, ele não varia significativamente a ponto de influenciar a determinação da taxa de câmbio. Além disso, não foi possível rejeitar a hipótese de que os agentes do mercado de câmbio agem de forma racional. Mesmo ocorrendo intervenções governamentais nesse mercado, comprovado pela estimativa de um índice de intervenção para período analisado, as informações referentes à essas intervenções foram assimiladas pelos agentes de modo a eliminar esse viés. Restou apenas o viés de simultaneidade, eliminado pela estimação por MQ2E.

Incorporando a informação da simultaneidade, foi estimado um modelo monetário contendo as equações da paridade descoberta dos juros, do equilíbrio no mercado de moeda e de bens, da paridade do poder de compra e das exportações líquidas, para o período de janeiro de 1999 a março de 2007. A partir daí foram realizadas simulações que possibilitaram concluir que variações na taxa de câmbio afetam significativamente o nível da taxa interna de juros, das exportações líquidas e, conseqüentemente, da produção brasileira. Além disso, foi possível observar que as políticas monetárias, representada por variações na taxa de juros, tiveram maior influência sobre a produção do que políticas fiscais.

O trabalho possibilitou verificar também que, embora as exportações líquidas tenha sido a grande responsável pelo crescimento da economia brasileira

no período, seus efeitos foram praticamente anulados pelas altas taxas de juros praticadas e, que pequenas reduções nos juros internos são capazes de gerar um estímulo consideravelmente maior sobre o crescimento da produção, se comparado com variações de mesma magnitude sobre as exportações líquidas.



## ABSTRACT

CASSUCE, Francisco Carlos da Cunha Cassuce, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, february 2008. **The Market Exchange and the exchange rate in Brazilian Economy: 1999 the 2007.** Adviser: Antônio Carvalho Campos. Co-Advisers: Marcelo José Braga and Fátima Marília Andrade de Carvalho.

The process of commercial opening and flexible of capital account, started in the 1990's, ally to the adoption of a regimen of floating change, since of January of 1999 and transformed the tax of change in one of the main Brazilian economic variables. Faced with that, this work analyzed the impacts of variations in the tax of change on the other economic variables as interest rates internal, liquid exportations, internal prices, and value of the production. It becomes more interesting, when it's considered that in the period of analyze of January of 1999 to March of 2007, invigorated a regimen of floating change. The results presented by the political monetary, and fiscal in that regimen would be differentiated to the others that would occur in a regimen of controlled change, that invigorated, practically, in the last fifty years in the Brazilian economy. However, the Brazilian exchange market can present some bias that would be generated, for example, by the existence of a prize of significantly volatile

exchange risk, the occurrence of error and shunting of the rational expectations and the simultaneity between the interest rates internal and the tax of change. Send asset, it was verified the existence of each one of those bias, concluding that only of the simultaneity bias occurred in the period. The result, ally to the agents of the market of Brazilian change form his expectations rationally, and it was possible to conclude that the consideration of the simultaneity between the tax of change and the interest rates internal, the Brazilian exchange market would be being efficient in the period analyzed. To eliminate of the simultaneity bias, was utilized the methodology of simultaneous equations considering the Two-Stage Least Squares Estimator.

In short, the result that refers to the verification of the bias in the market of change enabled to conclude that the prize of exchange risk exists, in the period of analyze, but he doesn't vary significantly to the point to influence the determination of the tax of change. And it wasn't possible reject the hypothesis that the agents of the market of change act in a rational way. Still occurring governmental interventions in that market, verified by the estimate of an index of intervention for period analyzed, the information that refer to those interventions were assimilated by the agents in a way to eliminate this bias. It was remained only the simultaneity bias that was eliminated by the estimation by Two-Stage Least Squares.

Incorporating the information of simultaneously, it was estimated a monetary model containing the equations of parity discovered by the interest, of the equilibrium in the market of currency, and property, of the parity of the power of purchase, and of the liquid exportations for the period of January of 1999 to March of 2007.

Then, simulations were realized, and were enabled to conclude that variations in the tax of change affect significantly the level of the interest rate internal, of the liquid exportations, and consequently, of the Brazilian production. And it was possible to observe that the political monetary, represented by variations in the interest rate had bigger influence on the production than political fiscal.

The work enabled to verify also, that although the liquid exportations have

been the main responsible for the growth of the Brazilian economy in the period, his effects practically were annulled by the high interest rate practiced, and that small reductions in the interest rate internal are capable to generate a stimulus considerably bigger on the growth of the production, if it is compared with variations of same magnitude on the liquid exportations.

## **1. INTRODUÇÃO**

### **1.1. A Importância da Taxa de Câmbio para a Economia Brasileira**

Com o processo de abertura comercial, no início da década de 1990, a taxa de câmbio se torna, consideravelmente, mais importante para a economia brasileira. Essa importância se intensifica com a flexibilização da conta capital, iniciada, praticamente, com a implantação do Plano Real. Isso porque a taxa de câmbio é a variável que faz a ligação entre a economia nacional e o resto do mundo. A presença marcante e o ganho de importância da taxa de câmbio fazem essa variável ser fundamental para explicar agregados importantes, como o volume das exportações, as importações, assim como os investimentos diretos estrangeiros e o fluxo de capitais financeiros, além de variáveis monetárias, como, por exemplo, a taxa de inflação.

As depreciações (apreciações) cambiais afetam diretamente as exportações e importações brasileiras, uma vez que reduzem (aumentam) o preço dos bens nacionais no exterior e elevam (diminuem) o preço de bens estrangeiros no mercado interno. Castro e Cavalcanti (1997) estimaram equações de exportação e importação totais e por fator agregado e categoria de uso para o Brasil no período de 1955 a 1995 e concluíram que políticas de desvalorizações cambiais são mais eficientes em combater os déficits na balança comercial do que políticas de controle da demanda agregada. Por sua vez, Sachsida e Teixeira (1999) analisaram os impactos das desvalorizações cambiais sobre o saldo em conta-corrente no período de 1995 a 1998. Variáveis institucionais, como abertura

econômica e desregulamentação dos mercados, mostraram-se consideravelmente mais importantes para corrigir déficits na conta-corrente do que as desvalorizações cambiais. Deve-se levar em consideração, no entanto, que, no período estudado por Sachsida e Teixeira (1999), vigorava um regime de bandas cambiais, impossibilitando a total adaptação da taxa de câmbio a possíveis déficits em conta-corrente, o que não é abordado pelos autores.

A incapacidade das políticas cambiais de reverter isoladamente situações negativas na balança comercial e nas transações correntes é discutida, também, por Cavalcanti e Frischtak (2001). Esses autores argumentam que a mescla de políticas cambiais e de investimentos em capacidade produtiva, de forma otimizada, é fundamental para sanar déficits na balança comercial e em transações correntes. Carvalho e De Negri (2000) corroboram, de certa forma, esses resultados quando observam que a taxa de câmbio somada à capacidade doméstica instalada constituem as variáveis que exercem maior influência sobre as importações de produtos agropecuários, no período de 1977 a 1998. Contudo, quando se observam as exportações desses bens, verifica-se que a atividade econômica externa é a variável que possui maior grau de determinação sobre as exportações, embora as desvalorizações cambiais tenham efeitos positivos.

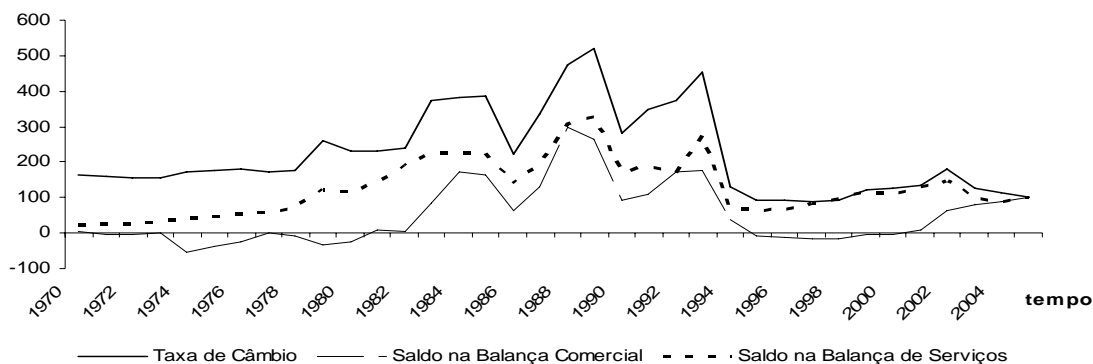
Holanda (2000) e Ribeiro e Pourchet (2005) constataram que as importações são muito mais sensíveis a aumentos na taxa de câmbio do que as exportações. Holanda (2000) verificou que no longo prazo as importações são, consideravelmente, sensíveis a alterações no câmbio, enquanto as exportações apresentam-se inelásticas perante modificações na taxa de câmbio. Para esse autor, a melhora na balança comercial no ano de 2000, proveniente da desvalorização cambial de janeiro de 1999, deveu-se muito mais a uma queda das importações do que a um aumento das exportações. Esses resultados não surpreendem, uma vez que, dada a natureza das exportações brasileiras, os exportadores brasileiros podem ser considerados tomadores de preços.

Os resultados encontrados por Carvalho e Parente (1999), de certa forma, confirmam as conclusões de Holanda (2000). Os autores estimaram as demandas de importação de bens de capital, intermediários, não-duráveis, duráveis e combustíveis, no período de 1978 a 1996, e encontraram, à exceção dos

combustíveis, valores superiores a 1 para as elasticidades referentes a variações no câmbio real.

Por alterar os preços dos bens exportados e importados, a taxa de câmbio, muitas vezes, é vista como um dos fatores que compõem a medida de competitividade dos produtos brasileiros. Bonelli (2001) verificou que o aumento da produtividade do setor industrial, aliado às desvalorizações cambiais de 1999, está contribuindo para reverter o viés antiexportação e elevar o nível de competitividade dos produtos industrializados brasileiros. Isso, porém, não foi observado por Tejada e Silva (2005), para os quais as desvalorizações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade para os produtos brasileiros.

A Figura 1.1 mostra a evolução dos índices da taxa de câmbio real e do saldo real da balança comercial e de serviços no período de 1970 a 2005. Pode-se verificar que a taxa de câmbio real, o saldo da balança comercial e o saldo da balança de serviços apresentam as mesmas tendências ao longo dos anos, o que indica uma correlação altamente positiva e possíveis relações de causalidade entre essas variáveis. Esse comportamento era esperado, já que, teoricamente, elevações na taxa de câmbio aumentam as exportações e reduzem as importações, elevando, conseqüentemente, o saldo da balança comercial. O mesmo efeito ocorre na balança de serviços, visto que desvalorizações elevam o custo de viagens de residentes para o exterior, assim como o serviço da dívida em real.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Funcex, Secex e Banco Central do Brasil.

**Figura 1.1** – Evolução da taxa de câmbio e do saldo da balança comercial no período de 1970 a 2005, em reais.

Embora sejam fundamentais as considerações sobre os efeitos das políticas cambiais nas transações mundiais de bens e serviços, a movimentação mundial de capitais ganhou força a partir do processo de globalização e da redução das restrições à mobilidade de capital nas principais economias do mundo, nos últimos 20 anos.

Garofalo Filho (2005) destaca a criação do Mercado de Câmbio de Taxas Flutuantes em 1989, quando se criou o dólar turismo determinado pelo mercado, que, somado à CC5<sup>1</sup>, se constituiu em um marco para a liberalização financeira, reinserindo o Brasil nos mercados financeiros internacionais no pós-1991. Esse processo se intensifica com a adoção do regime de câmbio livre em janeiro de 1999 e apresenta como acontecimento mais recente a união dos Mercados de Câmbio de Taxas Flutuantes (Turismo), de Taxas Livres (Comercial) e o mercado de Transferências Internacionais de Reais em março de 2005.

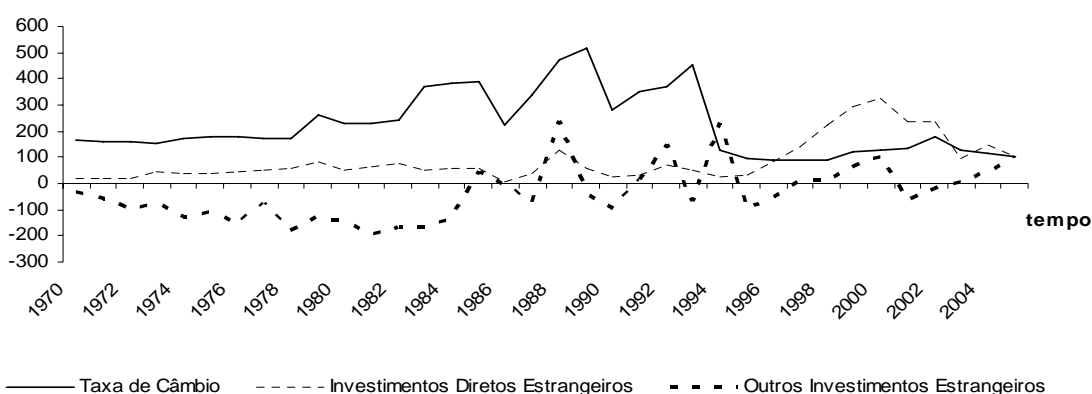
Essa liberalização financeira elevou consideravelmente os valores transacionados pela Conta Capital do Balanço de Pagamentos. De acordo com Hermann (2006), o saldo da Conta Capital (incluindo empréstimos de regularização e atrasados) sai de 4,6 bilhões de dólares negativos em 1990 e alcança 34,3 bilhões de dólares em 1996, valor em torno de 4,5% do PIB. Gondim e Domingues (2003) destacam a importância das operações de câmbio,

<sup>1</sup> Carta Circular – nº5 de 1969, por onde se podia realizar movimentações em moeda estrangeira, revogada em 1996 e substituída pela Circular nº 2.677, porém, por hábito, continuou sendo chamada de CC5.

que já superam em volume as transações do comércio internacional mundial e as transações de capital de longo prazo.

Assim como as transações de bens e serviços, o capital financeiro está sujeito às influências da taxa de câmbio, uma vez que esta é fundamental na determinação da remuneração desses capitais. Além disso, a adoção do sistema de câmbio flutuante consolidou o processo de abertura da economia brasileira aos mercados financeiros internacionais (HOLANDA; CAVALCANTE, 2005).

A Figura 1.2 mostra a evolução da taxa de câmbio real (deflacionada pelo IGP-DI, com base no ano de 2005), dos investimentos reais diretos estrangeiros e outros investimentos reais estrangeiros, podendo-se observar uma possível correlação positiva entre a taxa de câmbio e os investimentos diretos e, da mesma forma, entre a taxa de câmbio e outros investimentos estrangeiros. Isso se explica pelo fato de que o aumento da taxa de câmbio reduz os investimentos em reais sobre os depósitos em dólares, atraindo investimentos para o país (LIMA; HARTMANN, 2001). O mesmo poderia explicar uma possível correlação positiva entre a taxa de câmbio e os investimentos estrangeiros em carteira em fundos de renda fixa de curto prazo<sup>2</sup> (Figura 1.3).



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Central do Brasil.

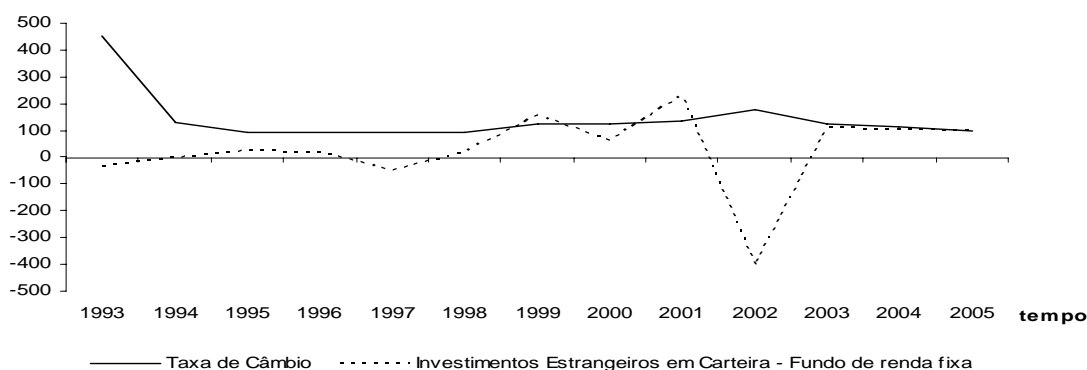
**Figura 1.2** – Evolução da taxa de câmbio e dos investimentos diretos estrangeiros e outros investimentos, no período de 1970 a 2005, em reais.

À exceção do ano de 2002, os investimentos estrangeiros em fundos de renda fixa acompanharam, timidamente, as tendências da taxa de câmbio. Uma

<sup>2</sup> Relacionam-se com títulos de dívida de curto prazo, negociados no país ou no exterior, emitidos pelo Banco Central e Tesouro Nacional, e colocação brasileira nas modalidades de *Bônus*, *Note* e *Commercial Papers* lançados em mercados de capitais fora do país, a prazo menor que um ano, respectivamente.



possível explicação para a mudança de direção no ano de 2002 são os efeitos da eleição, com a possibilidade de vitória do presidente - então candidato - Luís Inácio Lula da Silva. As incertezas acerca das políticas que viriam a ser adotadas pelo futuro presidente teriam tido forte influência na determinação da alocação dos investimentos internacionais, principalmente os de curto prazo.

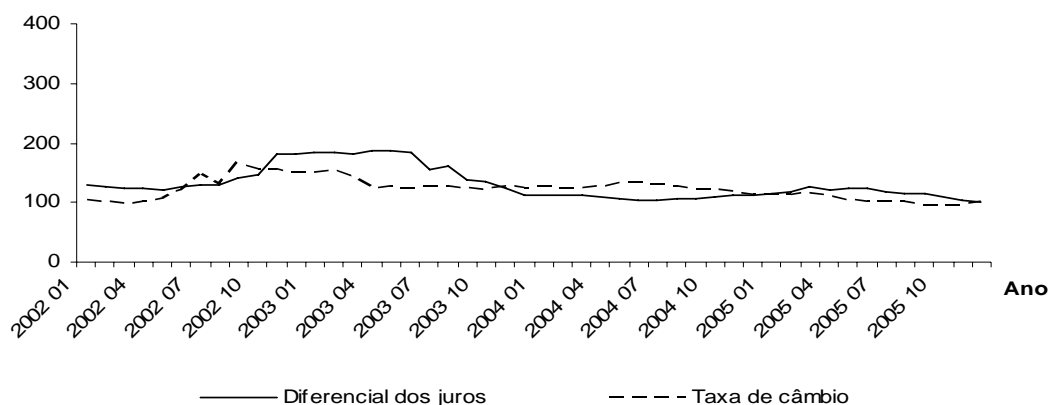


Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Central do Brasil.

**Figura 1.3** – Evolução da taxa de câmbio e dos investimentos estrangeiros em carteira – fundos de renda fixa, no período de 1993 a 2005, em reais.

Assim como seus efeitos nos fluxos de capitais internacionais e nas transações em bens e serviços, a taxa de câmbio também influencia variáveis importantes, como taxa de juros e taxa de inflação. A Figura 1.4 mostra a evolução da taxa de câmbio e do diferencial dos juros<sup>3</sup> no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2005. Ferrari Filho e Paula (2006) e Hermann (2006) argumentam que um aumento no diferencial de juros contribui para a queda da taxa de câmbio. Isso porque a elevação do diferencial de juros atrai capital estrangeiro, em especial, capitais de curto prazo, que aumentam as reservas nacionais em dólares, valorizando a moeda nacional. Uma provável correlação negativa entre o diferencial dos juros e a taxa de câmbio é observada na Figura 1.4.

<sup>3</sup> O diferencial dos juros refere-se à diferença entre a taxa de juros prefixada (estrutura a termo - LTN - 1 mês - (% a.a.)) e a taxa LIBOR do dólar americano.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da ANDIMA e do Banco Central.

**Figura 1.4** – Evolução da taxa de câmbio e do diferencial dos juros, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2005.

Com relação à taxa de inflação, pode-se dizer que a taxa de câmbio foi um instrumento fundamental para o alcance da estabilidade monetária. No início do Plano Real, as políticas de controle cambial somadas à abertura da economia deram sustentação necessária para que a estabilidade monetária fosse alcançada e, posteriormente, mantida com sucesso. A valorização cambial, no início do Plano, barateava as importações, incentivando a modernização das empresas nacionais, que necessitavam ser mais competitivas, o que acabava contribuindo para a redução dos preços, de forma geral, na economia. Além disso, essa valorização barateava insumos importados importantes, sobretudo para o setor agrícola, contribuindo, da mesma forma, para a diminuição do nível de preços.

Oliveira Jr. (2000), ao estudar a liberalização comercial brasileira e os coeficientes de importação, destaca o receio da volta do processo inflacionário após a desvalorização de janeiro de 1999, visto que a economia brasileira se encontrava muito mais aberta e com a presença maior das importações sobre a oferta total. Para avaliar o efeito de uma desvalorização sobre os preços internos, esse autor considerou produtos importados finais e intermediários e concluiu que a desvalorização do real não levou a aumento generalizado de preços, porque a economia brasileira, comparada a outras economias, ainda é relativamente fechada quando se trata de bens intermediários, utilizados na produção de produtos destinados ao mercado interno.

Oliveira (2002), analisando o agronegócio brasileiro, observou que a desvalorização cambial de 1999 elevou os preços de defensivos e fertilizantes,

aumentando os custos desse setor. Uma pressão positiva nos preços não foi registrada devido à impossibilidade do setor em repassar o aumento nos custos para o consumidor final.

A impossibilidade de repassar o aumento de custos pode-se justificar pelo baixo crescimento da economia no período e, principalmente, pelo fato de os produtores desse setor serem tomadores de preços, o que inviabiliza o repasse destes<sup>4</sup>.

Outro ponto que deve ficar claro diz respeito aos diversos regimes cambiais. A relação entre as variáveis econômicas com a taxa de câmbio depende, fundamentalmente, do regime cambial adotado, em especial da relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Os regimes de fixação e de controle da taxa de câmbio são, via de regra, os mais praticados pelo Brasil desde 1944. Em um regime de câmbio fixo, a política monetária se torna escrava das pressões do mercado. Fixada a taxa de câmbio, o governo se vê obrigado a comprar todo excedente de moeda estrangeira no mercado ou a atender à demanda existente. Isso leva a uma perda de suas reservas e/ou a um aumento na oferta de moeda, o que afetaria indiretamente a taxa de juros. Contudo, variações na taxa de juros, se fossem possíveis, não afetariam o câmbio (GAROFALO FILHO, 2005).

Além disso, um possível aumento da oferta de moeda aumentaria os preços e reduziria a taxa de juros. Essas variações refletem diretamente sobre as exportações líquidas de forma negativa, uma vez que não há um contrapeso com conseqüente desvalorização da moeda.

Em um regime de livre flutuação é possível admitir a simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros, além de se esperar efeitos diferentes nas demais variáveis da economia. Uma desvalorização da moeda reduziria a taxa de juros e, num segundo momento, elevaria os preços, o que acabaria compensando, em parte, o aumento das exportações líquidas advindas da desvalorização da moeda.

Em um regime de câmbio flutuante, as relações entre as variáveis econômicas são bem mais visíveis e claras, seguindo os pressupostos teóricos clássicos, adotados no decorrer deste estudo. Diante disso, optou-se por

---

<sup>4</sup> Essa justificativa para a impossibilidade do repasse dos preços para o consumidor não reflete a opinião de Oliveira (2002).

desenvolver a análise compreendendo o período de janeiro de 1999 e março de 2007, que foi o período em que a economia brasileira experimentou um regime de câmbio flutuante.

Os trabalhos citados anteriormente destacam as relações da taxa de câmbio com variáveis importantes do sistema econômico, como exportações, importações, fluxos de capitais, e variáveis nominais, como taxa de inflação, deixando claro que a política cambial é, na grande parte das vezes, utilizada na estabilização e correção de problemas econômicos e situações adversas, assim como o fato de se levar em consideração o regime cambial em vigor ao se analisarem as relações entre as variáveis.

## **1.2. O Problema de Pesquisa**

Diante da importância das relações da taxa de câmbio com o restante da economia, é fundamental verificar como choques ou variações na taxa de câmbio afetariam as demais variáveis na economia brasileira no período de janeiro de 1999 a março de 2007. Contudo, o mercado de câmbio brasileiro pode apresentar um ou mais vieses que o levariam a agir de forma ineficiente. Dito isso, partindo de um modelo monetário para determinação da taxa de câmbio, é interessante observar se o mercado de câmbio no Brasil é eficiente e, caso não seja, incorporar ao modelo as possíveis causas dessa ineficiência de forma a aperfeiçoar a eficácia da análise de como o câmbio influencia as demais variáveis na economia brasileira, além de verificar se a incorporação desse viés melhora o poder preditivo do modelo monetário estrutural a ser desenvolvido.

Com a publicação do estudo de Meese e Rogoff (1993, citados por GONDIM; DOMINGUES, 2003), os modelos estruturalistas para previsão das taxas de câmbio perderam credibilidade. Meese e Rogoff afirmaram que os melhores modelos de previsão para a taxa de câmbio seriam os que a considerassem como um passeio aleatório, ou seja, a taxa de câmbio teria “vida própria”.

Diante disso, vários estudos testaram a capacidade dos modelos estruturais, como o modelo da paridade dos juros, modelos monetários para

determinação da taxa de câmbio e modelos grafistas, com o objetivo de comprovar que as relações econômicas são fundamentais para a determinação da taxa de câmbio.

Na tentativa de demonstrar que as relações estruturais são determinantes na análise da taxa de câmbio, ao contrário do que afirmavam Meese e Rogoff, Gondim e Domingues (2003) estimaram a evolução do câmbio através de modelos estruturais e grafistas<sup>5</sup>. Os resultados indicaram que modelos estruturais (principalmente os que consideram a paridade dos juros) e grafistas apresentaram resultados mais satisfatórios que os modelos de passeio aleatório.

A importância de variáveis nominais, como índice de preços, oferta e demanda de moeda e taxa de juros, para a determinação da taxa de câmbio é ressaltada por Kannebley Jr. e Pazello (2003) e por Takami e Leme (2003), reforçando o fato de que relações estruturais são importantes para a determinação da taxa de câmbio.

Com o fortalecimento dos mercados futuros, mais um instrumento passa a ser utilizado com o intuito de prever a taxa de câmbio à vista no futuro. A idéia de que o valor da taxa de câmbio futura poderia ser um bom previsor da taxa de câmbio à vista no futuro já gerou muitas discussões e foi objeto de vários trabalhos. Fama (1984, citado por BERGMAN, 2006) demonstra que a taxa de câmbio futura é um estimador tendencioso da taxa de câmbio à vista. Para Fama, isso ocorria devido à presença de um prêmio de risco<sup>6</sup> da taxa de câmbio, proveniente da ineficiência do mercado de câmbio. Este autor afirma que o prêmio futuro da taxa de câmbio, que é a diferença entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio à vista, seria composto pela desvalorização esperada da taxa de câmbio mais um prêmio de risco. A presença do prêmio de risco é confirmada, assim como sua maior participação na variação do prêmio futuro da taxa de câmbio.

A partir daí, vários trabalhos tentaram identificar e determinar o prêmio de risco da taxa de câmbio tendo como embasamento teórico a paridade dos juros.

---

<sup>5</sup> Nos modelos grafistas a análise da taxa de câmbio é feita com base na evolução recente desta, associada a expectativas extrapolativas de curto prazo. Modelos de médias móveis e índice de força relativa são exemplos de modelos grafistas (Gondim e Holanda, 2003).

<sup>6</sup> O fato de os ativos financeiros, medidos em dólares e em reais, não serem substitutos perfeitos faz com que os agentes exijam um prêmio extra, além da própria desvalorização da moeda, por correr o risco de vender moeda forte (dólar) no futuro. Isso é conhecido como prêmio de risco cambial.

Olimov (1990) detecta a presença do prêmio de risco para Japão, Alemanha e Inglaterra no período de 1975 a 1989 e encontra os mesmos resultados de Fama (1984). Garcia e Olivares (2001) utilizam o câmbio futuro para identificar o risco cambial ou prêmio de risco para o Brasil, no período de 1995 a 1998. Estes autores observaram a variação do prêmio de risco no tempo e concluíram que, nesse período, ele foi responsável pela maior parte da variação do prêmio futuro da taxa de câmbio. Chrity et al. (2006) afirmam que o viés causado pela tendenciosidade do mercado futuro de câmbio brasileiro, utilizado para prever a taxa à vista no futuro, se deve à presença de um prêmio de risco e não a erros sistemáticos de previsão, no período de 1995 a 1998. Miguel (2001) procurou avaliar o fluxo de capitais para o Brasil no período de 1992 a 1998. Para isso, esse autor utilizou o arcabouço teórico da condição da paridade dos juros. Os resultados indicaram a ineficiência do mercado de câmbio e a presença de um prêmio de risco. Garcia (2003) encontrou os mesmos resultados que Miguel (2001) para o período de 1999 a 2002.

Os trabalhos supracitados indicam que, em mercados com ativos que não podem ser considerados substitutos perfeitos, há fortes indícios da presença de um prêmio de risco cambial. Esse prêmio poderia ser considerado como a primeira causa de formação de viés no mercado de câmbio, acenando, consequentemente, com a ineficiência do mercado. Contudo, esses estudos desconsideram questões estruturais na determinação da taxa de câmbio no futuro.

Outro ponto que não deve ser ignorado no momento de se analisar a taxa de câmbio é mencionado por Takami e Leme (2003), que argumentam que o fato de autoridades monetárias terem tentado controlar a taxa de câmbio e a taxa de juros simultaneamente, mesmo após a desvalorização cambial de 1999, é um indicativo de que modelos que incorporem a função de reação da política monetária ao aumento da taxa de câmbio nominal seriam os mais indicados. Tal sugestão também é feita por Miguel (2001).

Essa idéia foi levantada inicialmente por McCallum (1994), com o argumento de que a utilização de um modelo estrutural aliado à paridade dos juros seria o mais adequado para determinar a eficiência, ou não, do mercado de câmbio. Detectada uma possível ineficiência desse mercado, esta poderia se dar

pela presença de um viés de simultaneidade entre a taxa de câmbio e o diferencial da taxa de juros interna e externa. A idéia básica é de que as autoridades de política monetária optariam pela estabilidade cambial e utilizariam a taxa de juros doméstica para reduzir a volatilidade do câmbio. Isso geraria uma relação de causa e efeito simultâneo entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, que é desconsiderada na grande maioria dos trabalhos que visam determinar a eficiência do mercado de câmbio.

Dessa forma, parece ser fundamental considerar o prêmio pelo risco cambial na determinação da taxa de câmbio à vista no futuro, a partir do qual busca-se reduzir os erros de previsão dessa variável, evitando assim erros sistemáticos de previsão, uma vez que o prêmio de risco pode variar no tempo. A presença do prêmio de risco pode indicar ineficiência do mercado de câmbio. Contudo, é importante considerar primeiramente a ocorrência do viés de simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros doméstica antes de acenar com a ineficiência gerada pelo risco cambial.

Além de ignorar a simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros e o fato de existir um possível prêmio de risco cambial, outros dois fatores - erros de expectativas racionais e desvios de expectativas racionais - podem gerar viés no mercado de câmbio. A racionalidade dos agentes econômicos é um dos pressupostos da teoria da paridade descoberta dos juros, que representa o equilíbrio no mercado de câmbio; o fato de os agentes cometerem erros racionais ou formarem suas expectativas de forma não-racional criaria um viés no mercado.

Chrithy et al. (2006) analisaram o mercado de câmbio brasileiro no período de 1995 a 1998 e concluíram que não se pode rejeitar a hipótese de que os agentes agem de forma racional. Todavia, essa é uma hipótese que deve ser levada em consideração neste estudo.

Uma vez que a taxa de câmbio afeta, teoricamente, o restante da economia brasileira, podendo ser considerada uma variável-chave, é fundamental ter a verdadeira noção da magnitude dessa influência sobre o restante da economia. Para isso, com o intuito de otimizar essa análise, deve-se observar se o mercado de câmbio brasileiro age eficientemente, verificando se há possíveis causas de

ineficiência ou viés no mercado de câmbio brasileiro, como a presença de prêmio de risco cambial, erros e/ou desvios de expectativas racionais e viés de simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa interna de juros. Ao se confirmar a presença de um, ou mais, desses vieses, deve-se atuar no sentido de corrigir suas causas.

A verificação da eficiência no mercado de câmbio ganha mais importância quando se delimita o período de estudo aos meses de janeiro de 1999 a março de 2007. A partir de janeiro de 1999, o Brasil adota um regime de câmbio flutuante. Isso, como foi dito anteriormente, modifica as relações da taxa de câmbio com as demais variáveis econômicas e remete à questão referente ao fato de o mercado ser capaz de determinar eficientemente o câmbio. O período analisado ganha mais relevância quando se observa que essa tem sido a única experiência do Brasil, por um período de tempo considerável, com mercado de câmbio flutuante, de modo que é interessante observar como a economia brasileira se comporta diante dessa nova realidade.

### **1.3. Hipótese**

O fato de os ativos financeiros, medidos em dólares e em reais, não serem substitutos perfeitos, aliado à defasagem existente entre os acontecimentos de determinadas políticas econômicas e o processamento dessas informações pelos agentes econômicos, gera vieses no mercado de câmbio, impossibilitando que esse mercado atue de forma eficiente. Além disso, ao ignorar esses vieses, impossibilita-se a otimização da análise das relações entre a taxa de câmbio e o restante da economia.

### **1.4. Objetivos**

O objetivo deste estudo foi analisar a eficiência do mercado de câmbio brasileiro no período de janeiro de 1999 a março de 2007, buscando identificar possíveis vieses e, a partir da inclusão desses vieses na análise, estabelecer a



importância da taxa de câmbio para a determinação do restante da economia brasileira.

Especificamente, pretendeu-se:

- Verificar se o mercado de câmbio brasileiro atua de forma eficiente, através da identificação de possíveis vieses existentes, no período em análise, nesse mercado.
- Verificar a eficiência das possíveis medidas de política monetária no sentido de reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, R\$/US\$, além de avaliar o impacto dessas medidas sobre o câmbio.
- Uma vez detectados, ou não, os possíveis vieses no mercado de câmbio brasileiro, analisar como choques e variações na taxa de câmbio afetam o restante da economia brasileira.

## **2. O CÂMBIO NO BRASIL**

Ao estudar o efeito da variação cambial nas demais variáveis econômicas, devem-se levar em consideração os diferentes regimes cambiais a serem adotados. Os dois principais regimes cambiais são os de câmbio fixo e o de câmbio flutuante. Esses podem ser considerados os extremos entre diversos regimes cambiais adotados pelos países ao longo dos anos - dentre eles, o regime de bandas cambiais.

Em 1944, como forma de reorganizar o sistema financeiro internacional, o Fundo Monetário Internacional (FMI) criou o modelo cambial de Bretton Woods. Esse era um regime de câmbio fixo, em que os Estados Unidos da América (EUA) aceitaram garantir a convertibilidade do dólar americano em ouro. Grande parte dos demais países do mundo atrelaram suas moedas ao dólar nesse período, que foi até o final da década de 1960. De 1944 até o fim dos anos 1960 houve alguns ajustes na conversibilidade entre o dólar americano e o ouro. Além disso, os países podiam realizar ajustes cambiais, desde que autorizados pelo FMI (GAROFALO FILHO, 2005).

Como todo regime cambial, um regime de câmbio fixo apresenta vantagens e desvantagens. Em um regime de câmbio fixo, a taxa de câmbio é determinada pelo Banco Central, o qual se compromete a comprar e vender divisas à taxa predeterminada. Esse regime exige que o Banco Central possua elevada quantidade de reserva em divisas para que possa atender a qualquer excesso de demanda por divisas à taxa prefixada. Além disso, as autoridades

monetárias devem estar cientes de que a política monetária perde flexibilidade diante de um regime de câmbio fixo, sendo utilizada apenas para manter essa taxa (LOPES; VASCONCELOS, 2000).

Em uma economia que utiliza um regime de câmbio fixo, a política monetária perde totalmente sua eficácia no sentido de controlar ou estabilizar outras variáveis que não o câmbio. Para exemplificar como a política monetária é estéril em regimes de câmbio fixo, imagine a tentativa de elevar a produção e, conseqüentemente, o emprego através da elevação temporária da oferta de moeda. Considere também que a economia está no equilíbrio de longo prazo, em que a renda é a de pleno emprego e não há déficit no Balanço de Pagamentos (BP).

O aumento da oferta de moeda reduz a taxa de juros. A queda da taxa de juros provoca uma fuga de recursos no mercado de capitais, gerando déficit no balanço de pagamentos e, conseqüentemente, excesso de demanda por divisas, culminando com uma pressão para desvalorização da moeda. Para manter a taxa de câmbio no mesmo nível, o Banco Central é obrigado a vender ativos estrangeiros no mercado de câmbio, em troca de moeda doméstica. A moeda recebida pelas autoridades monetárias sai de circulação e a oferta de moeda retorna ao seu patamar original, aumentando também a taxa de juros. O recuo da oferta de moeda deve ser idêntico à expansão original para que a taxa de câmbio permaneça no mesmo patamar. Concluindo, a política monetária expansionista teve como único efeito a perda de divisas (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

No caso anterior, a produção sequer sofre alguma movimentação positiva, devido ao fato de a reação no mercado de câmbio ser muito rápida. O exemplo supracitado deixa clara a necessidade de que o país que adotar um regime de câmbio fixo deve ser detentor de considerável reserva em divisas, como forma de se prevenir de eventualidades externas.

Ao contrário da política monetária, a política fiscal apresenta efeitos não-nulos diante de um regime cambial fixo. Dadas as condições iniciais apresentadas anteriormente, admita uma política fiscal expansionista, de aumento nos gastos públicos, com o intuito de elevar a renda e o emprego. Isso aumentará a renda. Com o acréscimo na renda, a demanda por moeda sofre um

deslocamento positivo, elevando a taxa de juros. Com os juros mais altos, o mercado de câmbio sai do equilíbrio, gerando excesso de oferta de divisas e pressionando a taxa de câmbio para baixo. O excesso de oferta de divisas gera também um superávit no BP. A queda da taxa de câmbio não chega a causar efeito sobre as exportações e importações. Isso porque o governo precisa manter a taxa de câmbio fixa, e, com esse objetivo, o Banco Central aumenta a oferta de moeda, trazendo a taxa de juros para o patamar anterior e o mercado de ativos ao seu equilíbrio original (ZINI JR, 1995).

O resultado final é uma elevação no produto e no emprego e um aumento nas reservas de divisas. Mais uma vez fica claro que, mesmo quando usada a política fiscal, a política monetária se torna refém do regime de câmbio fixo, sendo utilizada apenas para manter a taxa de câmbio.

Uma terceira política a ser utilizada quando se fixa a taxa de câmbio é a política cambial. Dada uma taxa de câmbio fixa, o governo pode anunciar desvalorizações da moeda nacional, as quais surtiriam efeitos sobre o restante da economia. Novamente, imagine uma economia nas condições iniciais, citadas anteriormente. Assumindo que o governo desvalorize a moeda, ou seja, passe a praticar uma taxa de câmbio mais elevada, a desvalorização aumentará as exportações e reduzirá as importações, elevando o produto. O aumento na produção eleva a demanda por moeda e a taxa de juros. Novamente, o aumento nos juros provocaria excesso de oferta de divisas. Para que a taxa de câmbio permaneça no novo patamar, o Banco Central deve comprar ativos financeiros, elevando a oferta de moeda, até que a pressão sobre os juros cesse e se restabeleça o equilíbrio no mercado monetário. O resultado seria uma taxa de câmbio mais elevada e aumentos na produção, nas reservas internacionais e na oferta de moeda (LOPES; VASCONCELOS, 2000).

Novamente a política monetária é utilizada para manter a taxa de câmbio no nível predeterminado. A política cambial foi a mais utilizada pelo Banco Central brasileiro desde o fim do sistema de Bretton Woods. Segundo Lopes e Vasconcelos (2000), no final da década de 1960 o Brasil passou a utilizar um sistema de minidesvalorizações cambiais com o intuito de manter a taxa real de câmbio fixa. As desvalorizações eram determinadas com base nos índices de

preços domésticos e internacionais e buscavam manter o poder de compra da moeda brasileira. Esse regime ficou conhecido como regime de taxa de câmbio real fixa. De acordo com Garofalo Filho (2002), o regime ficou conhecido como *Crawling Peg Tupiniquim* e, dada uma meta de desvalorização nominal da moeda, eram estabelecidos degraus de desvalorização para que essa meta fosse alcançada ao longo de determinado período. O modelo buscava, através da variação na taxa de câmbio nominal, manter fixa a taxa de câmbio real.

De acordo com Araújo e Silveira Filho (2002), no período de janeiro de 1969 a novembro de 1979, prevaleceu na economia brasileira o regime de “minidesvalorizações” da taxa nominal de câmbio doméstica. Mesmo não tendo sido estabelecido explicitamente, seguia-se a Paridade do Poder de Compra (PPC)<sup>7</sup> relativa em relação ao dólar americano. Esse regime visava reduzir a volatilidade da taxa de câmbio real, além de minimizar as especulações acerca da moeda nacional. Para Araújo e Silveira Filho (2002), uma das evidências de que as desvalorizações cambiais seguiam a PPC relativa se deve ao fato de as desvalorizações cambiais nominais apresentarem a magnitude necessária para anular as variações da razão entre os preços externos e internos no período. Com o choque mundial do petróleo em 1973, o governo brasileiro renunciou ao regime de minidesvalorizações e passou a lidar com o problema de falta da moeda externa, subsidiando as exportações e elevando as tarifas dos bens importados. Com os países exportadores de petróleo não sabendo o que fazer com o excedente de moeda externa, eles passaram a depositar os recursos provenientes de suas exportações de petróleo em bancos europeus e americanos, que redirecionaram tais montantes para empréstimos aos países deficitários, entre eles o Brasil. Nesse momento, a fragilidade das contas externas deixou de ser um problema a ser solucionado de imediato.

No final do ano de 1978 aconteceu o segundo choque mundial do petróleo. Para Garofalo Filho (2005), o petróleo era o principal produto da pauta de importação brasileira. O aumento do barril do petróleo encarecia as principais matérias-primas e comprometia a balança comercial. Aliado a isso, Araújo e Silveira Filho (2002) relataram que o aumento da taxa de juros nominal dos EUA

---

<sup>7</sup> A PPC relativa será melhor explicada no Capítulo 3, seção 3.2.

para níveis superiores a 20% ao ano, proveniente de uma política monetária restritiva, como tentativa de controlar a inflação gerada pelo segundo choque do petróleo, gerou escassez de crédito no mercado internacional e problemas no BP do Brasil. O governo brasileiro, em uma decisão quase que forçada, pratica uma desvalorização cambial de 30%, em dezembro de 1979 – a primeira de uma série de maxidesvalorizações.

O resultado da maxidesvalorização não surtiu o efeito esperado. O governo manteve o regime de câmbio fixo, porém passou a adotar taxas prefixadas. No ano de 1980, a desvalorização chegou a 54%. Contudo, o aumento dos preços internos, em grande parte causado pela própria desvalorização cambial, eliminou o ganho de competitividade das exportações brasileiras provenientes do aumento da taxa de câmbio. Isso tudo fez com que o mercado especulasse sobre a necessidade de novos ajustes no câmbio (GAROFALO FILHO, 2002).

Em 1982, o Brasil adotou um regime de taxa real fixa com ajuste nominal pela inflação. Ao mesmo tempo em que praticava um regime de câmbio fixo, o Brasil se endividava externamente a taxas flutuantes (pós-fixadas). O aumento da Libor (taxa de juros americana) para mais de 20% e a ineficiência das políticas de maxidesvalorizações fizeram com que as reservas brasileiras em divisas se esgotassem e, em 1983, o governo se viu obrigado a decretar moratória da dívida externa (GAROFALO FILHO, 2005).

Em fevereiro de 1983, o País manteve o regime de taxa de câmbio real fixa, ajustada pela PPC relativa, e, com o intuito de amenizar o déficit em transações correntes e tentar conter a perda de divisas, praticou outra maxidesvalorização da moeda, na ordem de 30%. Além disso, as importações foram transformadas em variáveis de controle, determinadas a fim de ajustar o Balanço de Pagamentos (ARAÚJO; SILVEIRA FILHO, 2002).

As condições externas (desequilíbrios negativos nas transações correntes) e internas (aumento descontrolado dos gastos públicos e a inflação inercial) provocaram aumento na volatilidade da taxa de câmbio real fixa; mesmo com os ajustes pela PPC relativa, deu-se início à fase dos planos de estabilização monetária. O primeiro deles foi o Plano Cruzado, que congelou preços e salários,

no período de fevereiro a dezembro de 1986. Dentre os preços estava a taxa de câmbio nominal. Segundo Garofalo Filho (2002), em dezembro de 1986 o governo reconheceu o fracasso do Plano Cruzado e tornou a praticar a política de minidesvalorizações com ajustes nominais pela inflação. Mesmo no ano de 1986, a moeda brasileira se desvalorizou, perante o dólar americano, cerca de 41,5% - valor inferior aos índices de inflação do período. Esse resultado indicava que o câmbio real estava defasado e gerava a expectativa de novas desvalorizações.

Com a defasagem do câmbio real no final de 1986, as contas externas não apresentaram o resultado esperado, e a piora de reservas era aparente. Isso levou o País a decretar a segunda moratória externa, em fevereiro de 1987. O *crawling peg* adotado no final do ano anterior foi mantido, mas a expectativa de outra maxidesvalorização aumentou. Em abril de 1987, Bresser Pereira assumiu o Ministério da Fazenda e implantou o Plano Bresser, o qual, desta vez, não congelou a taxa de câmbio. Outra maxidesvalorização, da ordem de 8,5%, foi realizada além das minidesvalorizações diárias, como tentativa de recuperar a defasagem cambial (GAROFALO, 2005).

No início do ano de 1989, Maílson da Nóbrega assumiu o Ministério da Fazenda e lançou o Plano Verão, congelando preços, salário e câmbio. O congelamento do câmbio foi até o mês de abril desse ano, quando foi feita uma desvalorização de 8,0%; na seqüência, retornou-se à política de *crawling peg*.

Em 1989, foi criado o Mercado de Câmbio Flutuante ou Turismo. Nesse período, foi praticado um modelo de dualidade cambial, em que as taxas do mercado flutuantes, que eram determinadas pelo mercado, conviviam com a taxa de câmbio oficial, predeterminadas pelo governo através de minidesvalorizações diárias. A criação do mercado flutuante pode ser considerada a primeira experiência, no Brasil, de taxas de câmbio determinadas pelo mercado.

De acordo com Araújo e Silveira Filho (2002), em março de 1990, com a implantação do Plano Collor, adotou-se um sistema de câmbio livre, com o Bacen intervindo via mercado. Pela primeira vez, em décadas, o governo brasileiro se absteve de determinar a taxa de câmbio e passou essa incumbência ao mercado. Com isso, a política monetária poderia ser utilizada para outro intuito que não a fixação da taxa de câmbio, e a perda de reservas seria

amenizada. Isso porque, em uma política cambial de taxas livres, a política monetária voltaria a ser eficaz, por exemplo, na determinação da renda e do emprego, ao passo que a política fiscal perderia sua eficácia - resultados contrários aos observados no regime cambial fixo.

Para ilustrar os resultados de políticas monetárias em regimes cambiais de taxas livres, admita uma expansão monetária permanente. Partindo de um modelo que apresenta o nível de renda de pleno emprego, um aumento permanente na oferta de moeda tende a reduzir no curto prazo a taxa de juros e, conseqüentemente, o mercado força para que haja uma depreciação da moeda. Contudo, o aumento permanente da oferta de moeda também eleva a taxa de câmbio esperada, ou de longo prazo, o que acaba por fazer com que os retornos dos ativos em dólares medidos em reais sejam maiores. Diante disso, com a redução dos juros e o aumento dos retornos em dólares medidos em reais, a taxa de câmbio acaba por sofrer aumento ainda maior do que o inicial, causado apenas pela queda dos juros internos, para que o mercado de ativos permaneça em equilíbrio. A desvalorização cambial terá, então, efeito ainda maior sobre as exportações líquidas, ocasionando aumento do produto (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

No caso de uma política fiscal expansionista permanente, de aumento nos gastos públicos, haverá influência no mercado de bens e serviços e no mercado de ativos, por ela afetar também a taxa de câmbio esperada. O aumento dos gastos afeta de forma direta e positiva a produção. Além disso, o aumento permanente nos gastos públicos mudará a composição do consumo doméstico. A demanda por bens nacionais será proporcionalmente maior do que a demanda por bens estrangeiros. Isso levará a uma apreciação da moeda brasileira, pois o retorno dos ativos em dólar medidos em reais será maior do que o retorno dos ativos em reais (taxa de juros interna), ocasionando uma saída de capitais e valorizando a moeda nacional. A apreciação da taxa de câmbio acaba por reduzir as exportações líquidas, e o aumento da produção proveniente da expansão permanente dos gastos públicos é eliminado pela redução do produto proveniente da queda nas exportações líquidas. A política fiscal é, assim, estéril no regime de



taxa de câmbio livre ou determinado pelo mercado (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

Após apresentar os efeitos de políticas fiscais e monetárias em regimes de taxas de câmbio fixas e livres, fica claro que os efeitos são efetivamente diferenciados. Resumidamente, em um regime de câmbio fixo a política fiscal apresenta resultados significativos. Contudo, a política monetária se torna estéril e refém da política cambial. Além disso, mesmo diante do ganho do mercado em termos de reduzir as incertezas acerca da taxa de câmbio futura, o regime passa a ser extremamente exposto a crises externas, principalmente na ausência de um considerável nível de divisas.

Já no regime de taxas livres ou determinadas pelo mercado, a política fiscal passa a não apresentar resultados satisfatórios, e a política monetária se torna mais efetiva. A economia ganha por se tornar mais resistente a crises externas, uma vez que as perdas de divisas seriam amenizadas, pois o governo não tem de garantir a compra e a venda de moeda estrangeira a uma dada taxa de câmbio, ficando o mercado encarregado de determinar a taxa de câmbio de equilíbrio. Uma possível perda com a adoção do regime de taxas livres seria o aumento da incerteza acerca da taxa de câmbio futura, mas, nos dias de hoje, o desenvolvimento dos mercados futuros garante a redução do risco enfrentado pelos agentes exportadores, importadores e investidores internacionais.

Entretanto, a experiência brasileira com um regime de câmbio livre não durou muito. Na verdade, o que se apresentou, no início dos anos 1990, foi um regime em que o governo intervia no mercado mediante a compra e venda de títulos, mas sem o compromisso de assumir uma determinada taxa de câmbio, o que é conhecido como flutuação suja. Com o confisco dos Cruzeiros no Plano Collor, houve apreciação da moeda brasileira. Os exportadores e especuladores começaram, então, a segurar dólares para forçar para cima a cotação da moeda americana. Como o governo brasileiro não possuía uma quantidade razoável de reservas, para evitar uma explosão na taxa de câmbio, as autoridades monetárias voltam a adotar, durante o mês de fevereiro de 1991, um regime de taxa fixa com congelamento de salários, preços e câmbio, que ficou conhecido por Plano Collor II.

No entanto, antes de voltar ao regime de taxas fixas, em janeiro de 1991, o Banco Central brasileiro (Bacen) promoveu uma desvalorização da moeda brasileira, em torno de 30%. Isso representava 10% a mais do que a inflação do período e teve o intuito de gerar uma gordura para dar suporte ao curto período de taxas fixas (ARAÚJO; SILVEIRA FILHO, 2002).

Em março de 1991, volta o regime de flutuação livre com intervenções pontuais do Bacen, por meio de leilões de compra e venda. De acordo com Araújo e Silveira (2002), tão importante quanto a mudança da política cambial nesse período foi a abertura comercial e da conta de capital, em especial esta última, iniciada em maio de 1991. Essa abertura dava maior flexibilidade para que os capitais estrangeiros entrassem e saíssem do País, favorecendo o desenvolvimento do mercado de câmbio.

Em outubro de 1992 ocorreu a troca de governo. O presidente Itamar Franco assumiu e modificou toda a equipe econômica. Em agosto de 1993 foi criado o Cruzeiro Real, com o câmbio continuando a ser determinado por meio de leilões de compra e venda. O Bacen administrava a desvalorização da moeda com base em um indexador, a Unidade Real de Valor (URV), retornando as minidesvalorizações diárias. Esse modelo ficou caracterizado como um modelo transitório (GAROFALO FILHO, 2002).

A URV passou a ser na prática a moeda nacional. Nas lojas, para efetuar os pagamentos, era feita no ato da compra a conversão, tomando como base o valor da URV do dia. Em 20 de julho de 1994 surgiu o real. O modelo cambial assumiu uma característica híbrida. A taxa de câmbio tinha liberdade para cair, mas possuía um teto correspondente de R\$1,00/US\$1,00.

Um fator importante no período foi a renegociação da dívida externa brasileira. Esse evento, aliado à queda significativa da inflação e às boas expectativas sobre as eleições presidenciais que estavam por vir, colaborou, assim como no início do Plano Collor, para a valorização da moeda brasileira, só que agora o mercado externo parecia confiar no Plano Real. Em outubro de 1994 voltou a flutuação suja e a taxa de câmbio passou a ser administrada sem que fossem explicitadas as bandas (GAROFALO FILHO, 2005).

Em março de 1995, já no governo Fernando Henrique Cardoso, o governo brasileiro adotou um regime de bandas cambiais explícitas, o qual funcionaria como um regime flutuante dentro das bandas, ou seja, dentro das bandas a taxa de câmbio era livre para flutuar; assim que atingisse os limites superior ou inferior, o regime tomaria as características de um regime de taxas fixas.

A valorização do real logo após sua implantação e a crise mexicana no final de 1994 criaram uma situação, ao se confirmar, insustentável. A queda na taxa de câmbio reduziu drasticamente o saldo das exportações líquidas, e em poucos meses o País passou de superavitário para deficitário na conta-corrente. Com a liberalização da conta capital e a crise mexicana, houve uma fuga de reservas, que se tornou insustentável para o governo, dado o nível de suas reservas (ARAÚJO; SILVEIRA, 2002).

Em março de 1995, o regime de bandas cambiais passou a incorporar um *crawling peg* implícito, e, a partir daí, as bandas começaram a ser reajustadas, sempre para cima. Neste mês, a banda apresentava como limites inferior e superior R\$0,88 e R\$0,93 por dólar, respectivamente. No mês de junho de 1995 houve novo reajuste, apresentando como limite mínimo R\$0,91 e máximo R\$0,99 por dólar. Em janeiro de 1996 houve outro reajuste nas bandas, para R\$0,97 e R\$1,06. O ano de 1996 foi relativamente tranqüilo em relação à política cambial. Em 1997, a crise asiática e, posteriormente, em 1998 a crise russa, aliadas aos sucessivos déficits no balanço de pagamentos, levaram o governo a deslocar as bandas ainda mais para cima. Em fevereiro de 1997, o limite inferior era de R\$1,05, enquanto o superior era de R\$1,14. Em janeiro de 1998, outro reajuste nas bandas foi realizado como tentativa de amenizar os efeitos das crises, determinando como limite inferior R\$1,12 e superior R\$1,22. Além dos reajustes nas bandas, o governo respondia às crises elevando a taxa básica de juros, na tentativa de reduzir a fuga de capitais. No fim de 1998, o esgotamento das reservas cambiais acabou fazendo com que o governo adotasse um regime de taxas de câmbio flutuante.

Em janeiro de 1999, o Bacen adotou o sistema de câmbio livre, iniciando uma fase em que a taxa de câmbio seria determinada pelas forças do mercado cambial. As conseqüências teóricas a respeito das políticas monetária e fiscal

foram discutidas anteriormente. Passados oito anos, o sistema de flutuação livre permanece - fato que não ocorria há mais de 50 anos. Contudo, embora as autoridades monetárias insistam em dizer que não há, de sua parte, qualquer esforço em controlar o câmbio, pode-se afirmar que o que vigora, na verdade, é um sistema de flutuação suja, em que o Bacen interfere no mercado cambial de forma a tentar direcionar os movimentos da taxa de câmbio ou reduzir sua volatilidade. O que mudou foi a forma de intervenção.

Essa intervenção via mercado, por parte de Bacen, influenciou o valor da taxa de câmbio e deve ser considerada quando se tenta explicar ou prever essa taxa. Caso contrário, ignorar as interferências do Bacen, ou até mesmo eventos que possam ter levado as autoridades monetárias a intervir de forma mais enérgica no mercado, pode gerar um viés, levando a interpretações equivocadas e a erros de previsão acerca da taxa de câmbio.

Para Mark (2001), tal viés é gerado quando, diante de uma intervenção ou de um evento que possa alterar o comportamento do Bacen quanto à sua postura referente à política cambial, os agentes precisam de um período para assimilar as informações acerca das mudanças ocorridas. Diante disso, passa-se a trabalhar com uma nova taxa de câmbio esperada, ponderada pelas informações antigas e pelo novo cenário. À medida que o tempo passa, as informações sobre o antigo cenário passam a ser irrelevantes e a expectativa sobre a taxa de câmbio é dada apenas pelo cenário novo.

Esse viés aparece principalmente em casos de pequenas amostras, quando ainda não é possível eliminar a influência das antigas informações sobre as expectativas. Entretanto, pode-se eliminá-lo identificando as intervenções e os possíveis eventos capazes de gerá-lo e inserindo essas informações na análise.

Para isso, é necessário especificar o que é tido como intervenção. Segundo Novaes Filho e Oliveira (2004), o Bacen pode intervir no mercado de câmbio manipulando a taxa de juros ou comprando e vendendo dólares no mercado à vista. Além disso, a compra e venda de títulos indexados à variação cambial e operações de *swaps*<sup>8</sup> cambiais vêm se configurando em um dos principais instrumentos de intervenção das autoridades monetárias.

---

<sup>8</sup> Os *swaps* cambiais são operações realizadas pelo governo no mercado futuro.

No período de análise, que vai de janeiro de 1999 a março de 2007, o Bacen se valeu de diversos instrumentos de intervenção cambial. De acordo com Garofalo Filho (2005), após um período conturbado com trocas de presidentes e denúncias de corrupção, Armínio Fraga assumiu a presidência do Bacen e, juntamente com o governo, adotou um regime de livre flutuação com intervenções via mercado. Novaes Filho e Oliveira (2004) caracterizam o período após a desvalorização de 1999 até dezembro de 2000 como aquele em que prevaleceram intervenções no mercado à vista e através do controle da taxa de juros. Segundo Turolla (2006), nesse período cresceu a oferta de títulos públicos indexados à taxa de câmbio, como Notas do Tesouro Nacional (NTN-D) e Notas do Banco Central (NBC-E)<sup>9</sup>.

De acordo com Turolla (2006), a partir de janeiro de 2001, o Bacen avisou que não mais iria intervir no mercado de câmbio via compra e venda no mercado à vista, apesar de se valer da compra e venda de títulos públicos em menor escala (NTN-D), e passou a dar mais atenção à política de metas de inflação. Em maio de 2000, a Lei Complementar 101 (Lei de Responsabilidade Fiscal) proibiu o Bacen de emitir títulos a partir de maio de 2002. Com isso, o estoque de NBC-E começou a cair, sendo compensado inicialmente por um ligeiro aumento na oferta de NTN-D e, posteriormente, sendo substituído por *swaps* cambiais.

Nesse período, houve um movimento de alta nas cotações do dólar, com o intuito principal de testar a disposição do Bacen em deixar que o mercado determinasse a taxa de câmbio de equilíbrio. Paralelamente a isso, contribuíram para a alta do dólar a crise argentina em 2000, a crise energética e a crise de 11 de setembro, em 2001. O dólar, que estava cotado a R\$1,96 em dezembro de 2000, chegou a R\$2,85 em setembro de 2001 (GAROFALO FILHO, 2005).

Diante dessa situação, o Bacen decidiu por intervir no mercado de forma indireta e adotou algumas medidas como reduzir a capacidade dos bancos de manter posição comprada em dólar, além de elevar a taxa de juros, aumentar papéis cambiais para *hedge* de investidores e atuar novamente no mercado à

---

<sup>9</sup> Até janeiro de 1999 as NTN-D eram os principais títulos indexados ao câmbio; a partir de fevereiro de 1999 o Tesouro pára de rolar as NTN-D e o Bacen começa a emitir NBC-E, que foram fundamentais na estabilização do mercado de câmbio, pois o Bacen reduziu o prazo desses títulos para três meses, evitando a formação de prêmios elevados provenientes da instabilidade do mercado financeiro. Esses títulos pagavam a taxa de juros mais a correção cambial.

vista, vendendo dólares de forma tímida no primeiro semestre de 2001 e mais fortemente no segundo semestre, chegando a anunciar uma venda de US\$6 bilhões, através de operações diárias de US\$50 milhões. Isso provocou a queda do dólar para R\$2,30 em novembro de 2001 e certa estabilidade até maio de 2002.

Com o fim das NBC-E em 2002, o Bacen passou a atuar no mercado de câmbio através de *swaps* cambiais registrados na BM&F. Para adquirir um *swap* de câmbio era necessário comprar Letras Financeiras do Tesouro (LFT) em reais, no valor equivalente do *swap* de câmbio. A impossibilidade do Bacen de vender títulos indexados ao câmbio, deixando como possibilidade de intervenção os *swaps* de câmbio, gerou um excesso de LFT nas posições dos bancos, forçando sua desvalorização. Em maio, o Bacen obrigou os bancos a reconhecerem contabilmente o valor real das LFT e não o valor nominal, como de costume. Isso causou prejuízos nos chamados fundos DI, vistos que estes eram lastreados pelas LFT. Houve, então, uma fuga dessa modalidade de investimentos para CDB e em dólares. A taxa de câmbio saiu de R\$2,25 em abril de 2002 para quase R\$4,00 em questão de semanas (GAROFALO FILHO, 2005).

O processo eleitoral contribuiu para esse aumento da taxa de câmbio. A desconfiança no próximo governo quanto aos rumos da política econômica era o principal fator. O Brasil recorreu, então, ao FMI, que prontamente disponibiliza US\$30 bilhões, sendo US\$3 bilhões em setembro de 2002, outros US\$3 bilhões em dezembro e o restante caso o novo governo se comprometesse a manter as metas do acordo.

A estratégia surtiu efeito e a taxa de câmbio fechou o ano em queda, a R\$3,50. A manutenção da política econômica e o anúncio de que o governo não interviria no mercado colaborou para a desvalorização rápida do dólar. Precisando aumentar a demanda por dólar, o governo valeu-se de outros métodos que não a intervenção. A diminuição do compulsório dos bancos dava a estes mais folga para comprar. Além disso, houve queda considerável da taxa de juros, porém esta ainda estava entre as mais altas se comparada com a de países semelhantes ao Brasil, o que colaborou para que continuasse entrando recursos externos. O superávit da balança comercial registrou recorde em 2003 (US\$25

bilhões), contribuindo ainda mais para o aumento da oferta de moeda estrangeira no País. A taxa de câmbio fechou o ano de 2003 a R\$2,80 por dólar.

O cenário se manteve e, em 2004, o dólar se depreciou fortemente em relação ao real. O Bacen anunciou, em janeiro de 2004, que voltaria a comprar dólares no mercado; contudo, ao mesmo tempo, o órgão aprofunda a política de metas de inflação, o que colabora ainda mais para a queda do dólar frente ao real. Nos três primeiros meses de 2005, o Bacen intensificou a compra de dólares e promoveu a unificação dos Mercados de Câmbio de Taxas Flutuantes (MCTF), do Mercado de Câmbio de Taxas Livres (MCTL) e do Mercado de Transferências Internacionais de Reais (TIR). A compra de dólares se manteve por parte do Bacen, que argumenta que essa compra teve como principal objetivo a recomposição das reservas internacionais. Todavia, esse tipo de intervenção não surtiu efeito no sentido de evitar a valorização da moeda, e a taxa de câmbio alcançou, em meados de 2007, R\$1,96 por dólar.

Embora no período compreendido entre 1999 e 2006 tenha vigorado um regime de câmbio flutuante, fica claro que o governo, através do Banco Central, tentou reduzir sistematicamente a volatilidade da taxa de câmbio. Ferrari Filho e Paula (2006) e Hermann (2006) enfatizaram a importância de se reduzir a volatilidade da taxa de câmbio para que se alcançasse os objetivos do modelo de metas de inflação. Nesse ponto, além de influenciar o câmbio através da taxa de juros, as intervenções via mercado parecem ser fundamentais quando se busca reduzir a volatilidade cambial.

Turolla (2006), por meio de um modelo GARCH, relacionou a taxa de câmbio nominal a medidas de intervenção chamadas por ele de dívida cambial, representada por emissão de títulos públicos indexados ao câmbio (NTN-D e NBC-E) e de *swaps* cambiais. Esse autor encontrou uma relação elástica no curto prazo entre a taxa de câmbio e a dívida cambial, no período de regime de câmbio flutuante, e uma relação inelástica no regime de câmbio controlado. Esses resultados indicariam que a intervenção, via dívida cambial, é um instrumento que possibilita ao governo praticar uma política cambial em um regime de câmbio flutuante, visto sua influência sobre a esperança da taxa de câmbio.

Novaes Filho e Oliveira (2004) modelaram o processo original da taxa de câmbio através de processos contínuos, representando as intervenções via taxa de juros, e processos descontínuos no tempo, detectados por eventuais intervenções no mercado à vista, na compra e venda de títulos indexados ao câmbio e de *swaps* cambiais. Esses autores observaram que a taxa de juros não foi capaz de alterar a esperança condicional da taxa de câmbio. No entanto, as intervenções via compra e venda no mercado à vista e através de operações de *swaps* de câmbio alteraram a esperança da taxa de câmbio fora de períodos de crises. Em períodos de crise, nenhuma intervenção foi capaz de alterar a esperança condicional da taxa de câmbio. Segundo os autores, embora as intervenções não tenham alterado a esperança da taxa de câmbio, elas se justificam, uma vez que reduzem a volatilidade do câmbio nominal, na tentativa de acalmar o mercado, além de servir como sinalizador das intenções do governo.

Fica fácil reconhecer que as intervenções do Banco Central no mercado de câmbio podem afetar a variação da taxa de câmbio. Entretanto, a forma usual de observar essas intervenções é através de processos descontínuos no tempo. Novaes Filho e Oliveira (2004), por exemplo, utilizaram variações nas séries de NTN-D, NBC-E e de *swaps* cambiais acima de dois desvios-padrões para caracterizar uma intervenção. Levando em consideração que o principal objetivo das intervenções era reduzir a volatilidade do câmbio ao longo do tempo, não seria prudente ignorar pequenas intervenções, visto que estas podem ter tido seus objetivos alcançados. Diante disso, é interessante valer-se de um método que capte, de forma contínua, as intervenções do Banco Central, por menores que elas sejam.

Weymark (1995) criou um índice capaz de mensurar a intervenção das autoridades políticas no mercado de câmbio tendo como base a pressão nesse mercado. Essa pressão seria dada por um excesso de demanda de moeda doméstica corrente no mercado internacional, mantendo a variação da taxa de câmbio. O esforço para anular esse excesso daria a magnitude da intervenção. Considerando um regime de câmbio flutuante, a mínima intervenção seria captada por meio desse índice.



A partir daí, pode-se relacionar o índice de intervenção com a variação da taxa de câmbio nominal e verificar se, de fato, as intervenções no mercado cambial seriam capazes de afetar a taxa de câmbio nominal e reduzir a volatilidade desta, assim como fazer inferência sobre como o Banco Central brasileiro conduziu as políticas cambial e monetária no período considerado. Outro ponto importante é avaliar os efeitos e a eficácia da política monetária em períodos de câmbio determinados pelo mercado. A estimação desses índices é apresentada no capítulo 5, seção 5.3.

### **3. REFERENCIAL TEÓRICO**

A especificação das relações da taxa de câmbio com as demais variáveis econômicas e a análise da atuação do mercado de câmbio brasileiro (se ele é ou não eficiente), no período de janeiro de 1999 a março de 2007, foram feitas utilizando modelos monetários de determinação da taxa de câmbio.

Inicialmente, neste capítulo são apresentados os modelos monetários de determinação da taxa de câmbio, considerando, a princípio, que o mercado de câmbio brasileiro atua eficientemente. Na seqüência, é apresentado o modelo monetário, em que se considera a possibilidade de ocorrência de viés proveniente de simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros. Uma vez levada em consideração a simultaneidade entre essas variáveis, são especificadas as demais possibilidades de viés no mercado de câmbio (viés proveniente do prêmio de risco, de desvios de expectativas e de erros de expectativas).

#### **3.1. Modelos Monetários**

Os modelos monetários de determinação da taxa de câmbio podem considerar horizontes temporais de longo prazo, assumindo os preços da economia flexíveis, ou de curto prazo, admitindo que os preços levam um tempo para se ajustarem. Inicialmente têm-se os modelos com preços flexíveis, apoiando-se na hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC).

De acordo com Krugman e Obstfeld (2005), a PPC tem como sustentação a Lei do Preço Único, que indica que uma mercadoria homogênea deve ter o mesmo preço relativo em qualquer lugar do mundo, assumindo custos de transporte nulos. Dessa forma, considerando o comércio entre Brasil e EUA, o preço do bem  $i$  no Brasil deve ser igual ao preço do bem nos EUA multiplicado pela taxa de câmbio real/dólar, ou seja,  $P_{bra}^i = E_{R\$/US\$} * P_{eua}^i$ . Diferentemente da Lei do Preço Único, a teoria da PPC trabalha com uma cesta de bens em vez de um único bem. Assim, considerando uma cesta de bens idêntica, comercializada no Brasil e nos EUA, a teoria da PPC diz que a taxa de câmbio é igual à razão do índice de preços do Brasil e dos EUA,  $E_{R\$/US\$} = P_{bra} / P_{eua}$ . Se a Lei do Preço Único prevalece, a PPC deve vigorar. Contudo, no longo prazo não é necessário que a Lei do Preço Único vigore para que a PPC prevaleça.

A relação descrita da PPC, no parágrafo anterior, é conhecida como PPC absoluta. Uma segunda versão da PPC é conhecida como PPC relativa, que converte uma relação de nível de preços em uma relação de mudança de preço, ou seja,  $(E_{R\$/US\$,t} - E_{R\$/US\$,t-1}) = \pi_{bra,t} - \pi_{eua,t}$ , em que  $\pi_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$  (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

Na realidade, é difícil encontrar um índice de preços entre dois países que represente uma cesta de bens idêntica entre eles. Dessa forma, faria muito mais sentido comparar as variações percentuais na taxa de câmbio com as variações nos preços dos dois países quando se trata de cestas que diferem em cobertura e composição. Assim, a PPC relativa pode ainda vigorar mesmo quando a PPC absoluta não vigora<sup>10</sup>.

Cati e Zini (1993, citados por BRAGA 2005) testaram a PPC relativa para o Brasil no período de 1855 a 1990. Segundo esses autores, foi possível rejeitar a PPC com base nos testes de raiz unitária utilizados. Já Rossi (1991), utilizando dados de 1980 a 1988, concluiu que a validade da PPC é incerta para o período estudado. Rossi (1996), através da utilização de um modelo monetário de preços flexíveis, confirmou a validade da PPC no período de janeiro de 1890 a junho de

---

<sup>10</sup> Existem vários problemas relacionados à PPC. As suposições de que não há custos de transação e de que há livre comércio, fundamentais para a lei do preço único, não existem. Além disso, a prática de estruturas monopolistas e oligopolistas pode interferir nos preços de bens similares, produzidos e comercializados em países diferentes. Para mais detalhes, ver Krugman e Obstfeld (2005).

1994. Este autor se mostrou surpreso com o resultado, visto que, via de regra, a teoria da PPC se aplica a regime de câmbio flexível. Uma explicação para a validade da PPC seria o fato de as autoridades monetárias terem tentado manter a paridade do poder de compra da moeda.

Holanda e Pereira (1999) utilizaram dados de 1979 a 1997 para fazer uma análise empírica da validade da PPC. O fato de a taxa de câmbio nominal e a relação dos preços internos e externos serem co-integradas confirma a hipótese da PPC relativa para o Brasil. Esses autores deixam claro que testar a PPC no Brasil é complicado, visto que as diversas intervenções no mercado de câmbio são difíceis de ser controladas por métodos econométricos. Isso leva a crer que qualquer resultado referente à PPC, principalmente em períodos conturbados do ponto de vista de política cambial, deve ser cuidadosamente analisado.

Um estudo mais recente sobre a PPC foi desenvolvido por Braga (2005). Nesse trabalho foram utilizados para determinar a taxa de câmbio real os deflatores do PIB brasileiro e americano e, noutro caso, o IPC do Rio de Janeiro da Fundação Getúlio Vargas e o deflator do PIB americano, no período de 1947 a 2000. Além disso, o autor definiu variáveis *dummy* para captar mudanças de política cambial ao longo do período. Ele acaba por concluir que a hipótese da PPC para o Brasil não é válida no período considerado.

Além da hipótese da PPC, o modelo monetário da taxa de câmbio com preços flexíveis assume, segundo Mark (2001), funções de demanda por moeda (doméstica e externa) estável, assim como estoque contínuo de equilíbrio no mercado monetário e a paridade descoberta dos juros, descrita na seção 3.2 deste capítulo.

De acordo com Mark (2001), o equilíbrio nos mercados de moeda, doméstico e estrangeiro, é dado por:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t \quad (3.1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \lambda i_t^* \quad (3.2)$$

A equação (3.1) mostra o equilíbrio no mercado monetário doméstico, em que  $m_t - p_t$  é a oferta real de moeda;  $y_t$ , a renda real; e  $i_t$ , a taxa de juros. O

asterisco corresponde às variáveis estrangeiras. É importante ressaltar que  $0 < \phi < 1$  é a elasticidade da renda da demanda por moeda e que  $\lambda > 0$  é a semi-elasticidade da taxa de juros da demanda por moeda<sup>11</sup>. Os parâmetros  $\phi$  e  $\lambda$  são os mesmos para ambos os países. À exceção da taxa de juros, as demais variáveis estão em logaritmo.

O equilíbrio no mercado de capital internacional é dado pela paridade descoberta de juros<sup>12</sup>, sendo representado agora pela equação (3.3) (MARK, 2001):

$$i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t \quad (3.3)$$

em que  $E_t s_{t+1} \equiv E(s_{t+1} / I_t)$  é a expectativa da taxa de câmbio na data  $t+1$  condicionada a toda informação disponível,  $I_t$ , avaliada pelos agentes econômicos na data  $t$ .

O nível de preços e a taxa de câmbio são relacionados através da PPC:

$$p_t = p_t - p_t^* \quad (3.4)$$

Para simplificar a notação, será utilizada a equação (3.5):

$$p_t - p_t^* = W_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) \quad (3.5)$$

Substituindo agora (3.1), (3.2) e (3.3) em (3.4), tem-se:

$$s_t = W_t + \lambda(E_t s_{t+1} - s_t) \quad (3.6)$$

Resolvendo para  $s_t$ :

$$s_t = \phi W_t + \psi E_t s_{t+1} \quad (3.7)$$

<sup>11</sup> A especificação de semi-elasticidade se deve ao fato de a taxa de juros ser a única variável que não se apresenta na forma logarítmica.

<sup>12</sup> A Paridade Descoberta dos Juros é detalhada na seção 3.2 deste capítulo.

em que:

$$\varphi = 1/(1 + \lambda)$$

$$\psi = \lambda\varphi = \lambda/(1 + \lambda)$$

A equação (3.7) diz que o valor futuro da taxa de câmbio será incorporado pelo valor corrente. Um aumento relativo no crescimento monetário doméstico leva ao enfraquecimento da moeda doméstica, enquanto um aumento relativo na renda fortalece a moeda doméstica. A elevação da renda aumenta a demanda por moeda. Mantendo a oferta de moeda constante, há redução no nível de preços, o que leva à redução da taxa de câmbio através da PPC. O aumento da taxa de juros reduz a demanda por moeda doméstica e, considerando que a oferta de moeda se mantém constante, ocorre uma elevação no nível de preços para manter o equilíbrio no mercado monetário. Essa redução dos preços é que desvaloriza a taxa de câmbio, via PPC.

Admitindo que as expectativas são condicionadas ao período  $t$  e utilizando a lei de expectativas iteradas, em que  $E_t s_{t+1} = \varphi E_t W_{t+1} + \psi E_t s_{t+2}$ , pode-se avançar um período na equação (3.7),  $s_{t+1} = \varphi W_{t+1} + \psi E_{t+1} s_{t+2}$ . Substituindo  $s_{t+1}$  em (3.7), tem-se:

$$s_t = \varphi \sum_{j=0}^K (\psi)^j E_t W_{t+j} + (\psi)^{K+1} E_t s_{t+K+1} \quad (3.8)$$

Considerando a condição de transversalidade,  $\lim_{K \rightarrow \infty} (\psi)^K E_t s_{t+K} = 0$ , a qual limita que a taxa de câmbio não deve subir além do fator de desconto,  $\psi$ , e que as expectativas são formadas racionalmente, tem-se o valor da taxa de câmbio em função da trajetória dos valores esperados das variáveis de política monetária e do crescimento da renda.

Contudo, segundo Krugman e Obstfeld (2005), a determinação da taxa de câmbio no modelo monetário com preços flexíveis depende do ajuste imediato dos preços, como visto anteriormente. Essa é a principal crítica a esse modelo,

visto que na realidade os preços não se ajustam tão rapidamente. Muitos preços na economia são estabelecidos por longos contratos, não se ajustando imediatamente a alterações na oferta de moeda, tendo como exemplo os salários, principal custo de produção do setor industrial e de serviços. Diante disso, Dornbusch (1976, citado por ISARD, 1997) desenvolveu um modelo monetário de preços rígidos, aceitando desvios da taxa de câmbio em relação ao nível de equilíbrio da PPC. Nesse caso, a volatilidade da taxa de câmbio e da taxa de juros compensaria a pouca mobilidade do nível de preços. O modelo pode ser descrito como se segue:

$$i = i^* + \dot{s}^e \quad (3.9)$$

$$\dot{s}^e = -\theta \left( s - \bar{s} \right) \quad (3.10)$$

$$m - p = \phi y - \lambda i \quad (3.11)$$

$$y = u + \delta (p^* + s - p) + \gamma y - \sigma i \quad (3.12)$$

$$\dot{p}^e = \pi \left( y - \bar{y} \right) \quad (3.13)$$

em que  $i$  e  $i^*$  são as taxas de juros doméstica e estrangeira;  $s$ , a taxa de câmbio à vista medida em moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira;  $\bar{s}$ , o nível de equilíbrio de longo prazo de  $s$ ;  $\dot{s}^e$ , a mudança esperada em  $s$ ;  $m$ , o logaritmo da oferta de moeda doméstica;  $p$  e  $p^*$ , os logaritmos dos níveis de preços doméstico e estrangeiro;  $\dot{p}$ , a taxa de mudança em  $p$ ;  $y$ , a renda real doméstica;  $\phi, \lambda, u, \delta, \gamma, \sigma$  e  $\pi$ , parâmetros constantes; e  $\theta$ , uma função consistente com as expectativas racionais que mostra a trajetória da taxa de câmbio para o longo prazo. A equação (3.9) representa a paridade descoberta dos juros; a (3.11) mostra o equilíbrio no mercado monetário, em que a demanda real de moeda depende positivamente do nível de renda e negativamente da taxa de juros; (3.12) é a condição no mercado de bens, em que a demanda por produto é relacionada positivamente com a renda real doméstica e os preços relativos do produto

estrangeiro,  $p^* + s - p$ , e negativamente relacionada com a taxa de juros doméstica; e (3.13) assume o processo de reajustamento de preços. A equação (3.12) pode ser escrita como:

$$y = \mu[u + \delta(p^* + s - p) - \sigma i] \text{ em que } \mu = 1/(1 - \gamma) \quad (3.14)$$

Combinando (3.9) com (3.10), tem-se a equação (3.15):

$$i = i^* - \theta \left( s - \bar{s} \right) \quad (3.15)$$

O conjunto de equações de (3.12) a (3.15) pode ser utilizado para descrever as relações entre o nível de preços, produto e taxa de câmbio, tanto no estado estacionário quanto ao longo da trajetória para o estado estacionário. Observe que, no estado estacionário,  $i = i^*$ , e, permitindo que  $\bar{p}$  denote o nível de preços  $p$  no estado estacionário, as condições do equilíbrio dos mercados em estado estacionário implicam:

$$\bar{p} = m - \phi \bar{y} + \lambda i^* \quad (3.16)$$

$$\bar{y} = \mu[u + \delta(p^* + s - p) - \sigma i^*] \quad (3.17)$$

As relações entre preços, produto e taxa de câmbio durante o ajustamento para o estado estacionário podem ser descritas subtraindo (3.15) de (3.11) e (3.14).

$$\left( p - \bar{p} \right) = \phi \left( y - \bar{y} \right) - \lambda \theta \left( s - \bar{s} \right) \quad (3.18)$$

$$\left( y - \bar{y} \right) = \mu(\delta + \sigma\theta) \left( s - \bar{s} \right) - \mu\delta \left( p - \bar{p} \right) \quad (3.19)$$



Essas duas condições podem ser resolvidas simultaneamente, encontrando-se os seguintes resultados:

$$\left( y - \bar{y} \right) = -w \left( p - \bar{p} \right) \quad (3.20)$$

$$\left( s - \bar{s} \right) = -[(1 - \phi\mu\delta) / \Delta] \left( p - \bar{p} \right) \quad (3.21)$$

com

$$\Delta = \phi\mu(\delta + \theta\sigma) + \theta\lambda \quad (3.22)$$

$$w = [\mu(\delta + \theta\sigma) + \mu\delta\theta\lambda] / \Delta \quad (3.23)$$

Substituindo (3.19) em (3.13):

$$\dot{p} = -\pi w \left( p - \bar{p} \right) \quad (3.24)$$

Das equações (3.19) a (3.24), percebe-se que a trajetória de convergência de  $p$ ,  $y$  e  $s$  depende do parâmetro  $\theta$ , que descreve a taxa esperada para a mudança na taxa de câmbio. O próximo passo é identificar no modelo o valor de  $\theta$ . Contudo, é conveniente ressaltar que o modelo de Dornbusch admite que os agentes econômicos conhecem as relações contidas no modelo e fazem suas previsões se valendo de expectativas racionais sobre as trajetórias das variáveis endógenas, tomando as variáveis exógenas como dadas  $\left( i^*, p^*, \bar{y}, m \right)$ .

Para determinar um caminho esperado para a taxa de câmbio consistente com o modelo, observa-se o estado inicial da economia no tempo zero e assume-se implicitamente que as variáveis exógenas permanecerão constantes. Note que, da equação (3.10), o valor esperado da taxa de câmbio entre o tempo zero e o tempo  $t$  pode ser escrito como:

$$s^e(t) = \bar{s} + \left[ s(0) - \bar{s} \right] e^{-\theta t} \quad (3.25)$$

Similarmente, a trajetória do preço no tempo pode ser escrita utilizando (3.24):

$$p(t) = \bar{p} + \left[ p(0) - \bar{p} \right] e^{-\pi w t} \quad (3.26)$$

Substituindo (3.26) em (3.21), dada a trajetória atual da taxa de câmbio, em que todas as variáveis exógenas estão constantes, encontra-se:

$$s(t) = \bar{s} - \left[ (1 - \phi\mu\delta) / \Delta \right] \left[ p(0) - \bar{p} \right] e^{-\pi w t} \quad (3.27)$$

e, portanto:

$$s(t) = \bar{s} + \left[ s(0) - \bar{s} \right] e^{-\pi w t} \quad (3.28)$$

De conformidade com (3.25), (3.28), (3.22) e (3.23), a trajetória da taxa de câmbio esperada é dada pela solução da equação (3.29), mostrando que a depreciação esperada pode se alterar, visto que os agentes formam suas expectativas com base no conhecimento dos parâmetros do modelo.

$$\theta = \pi w = \pi \left[ \mu(\delta + \theta\sigma) + \mu\delta\theta\lambda \right] / \left[ \phi\mu(\delta + \theta\sigma) + \theta\lambda \right] \quad (3.29)$$

O objetivo de Dornbusch foi desenvolver uma teoria para observar grandes flutuações na taxa de câmbio, estabelecendo que o movimento da taxa de câmbio no tempo é consistente com a formação de expectativas racionais. Para ilustrar essa trajetória, Dornbusch analisou o processo de ajustamento da taxa de câmbio diante de uma mudança inesperada na oferta de moeda, demonstrando que o salto inicial da taxa de câmbio excede o ajustamento para a taxa de câmbio

de equilíbrio no longo prazo. A previsão desse *overshooting* da taxa de câmbio foi a principal implicação do modelo dinâmico de câmbio com preços fixos. Para ilustrar o *overshooting*, é interessante desenvolver uma análise gráfica do comportamento das variáveis estudadas no mercado de câmbio e no mercado monetário.

A Figura 3.1 apresenta a união dos mercados monetário e de câmbio na determinação da taxa de câmbio de equilíbrio. A parte superior da Figura 3.1 mostra o equilíbrio no mercado de câmbio, em que o rendimento dos depósitos em dólar se iguala ao rendimento dos depósitos em reais, atendendo à condição de paridade da taxa de juros. O mercado de câmbio encontra-se em equilíbrio, determinando uma taxa de câmbio de equilíbrio.

A parte inferior da Figura 3.1 representa o mercado monetário brasileiro. A demanda por moeda é representada pela curva  $L$ , que depende da renda real disponível ( $y$ ) e da taxa de juros ( $i$ ). A oferta de moeda ( $m$ ) é determinada pelo governo. O equilíbrio entre demanda e oferta de moeda determina a taxa de juros de equilíbrio e o saldo real de moeda no Brasil (equação (3.11)).

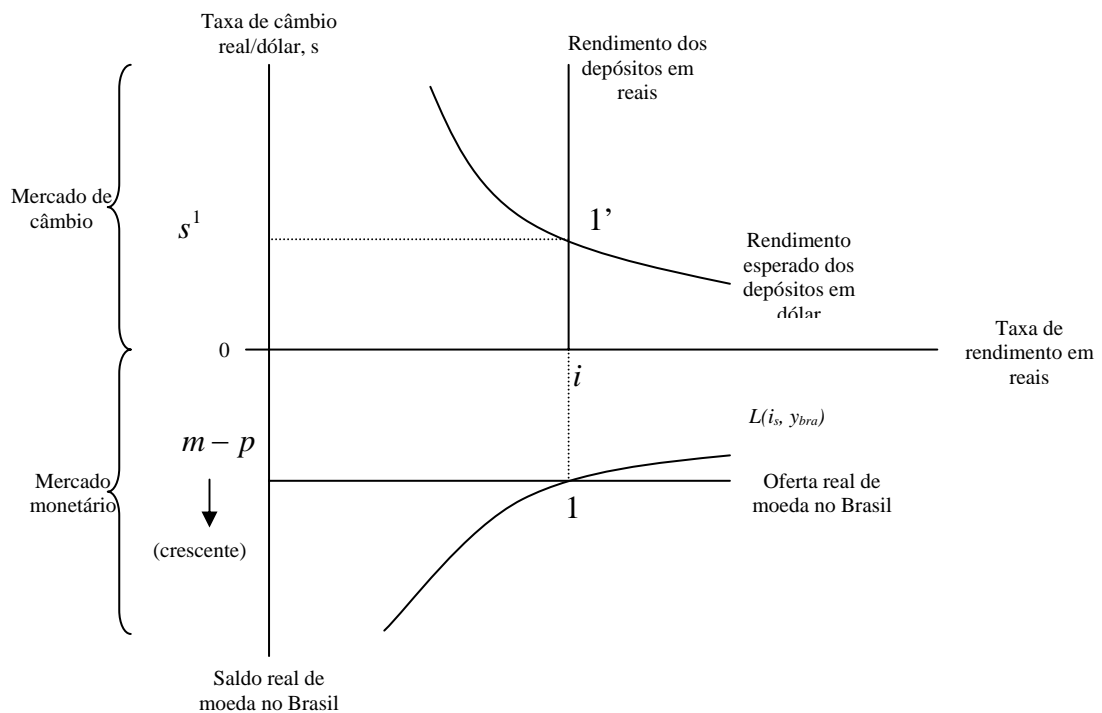
À medida que ocorrem mudanças na demanda ou na oferta por moeda, ocorreriam alterações na taxa de juros brasileira. Prevalendo a paridade da taxa de juros (equação (3.15)), isso levaria a modificações na taxa de câmbio de equilíbrio.

Da mesma forma, mudanças na taxa de câmbio esperada (equação (3.10)) deslocariam a curva de rendimentos esperados dos depósitos em dólar, em termos do real, fazendo com que o mercado de câmbio estabeleça uma nova taxa de câmbio de equilíbrio, assim como mudanças na taxa de juros americana.

Admita agora uma mudança permanente na oferta de moeda,  $m$ . Três fatores principais fariam com que esse aumento elevasse o nível de preços no futuro: excesso de demanda por produtos ou por trabalho; aumento das expectativas inflacionárias; e elevação dos preços das matérias-primas<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> Para mais detalhes, ver Krugman e Obstfeld (2005).



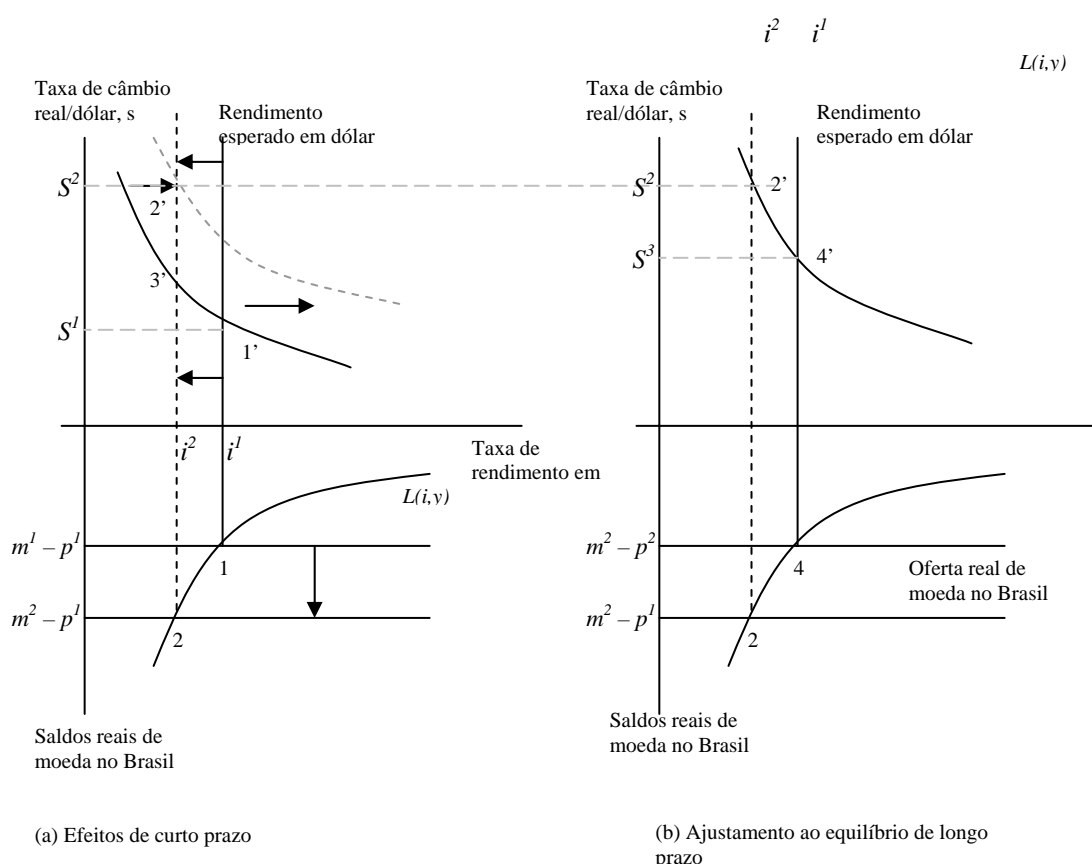
Fonte: Adaptado de Krugman e Obstfeld (2005).

**Figura 3.1-** Equilíbrio simultâneo no mercado monetário e no mercado de câmbio.

A Figura 3.2 mostra como ficaria o equilíbrio da taxa de câmbio no longo prazo, dado um aumento na oferta de moeda brasileira e mantido constante o produto. Na Figura 3.2(a) observam-se os efeitos de curto prazo de tal política partindo de uma economia em estado estacionário. Inicialmente, o nível de preços é dado e há elevação da oferta de moeda, de forma permanente, de  $(m^1 - p^1)$  para  $(m^2 - p^1)$ , deslocando a curva de oferta de moeda para baixo; como os preços são fixos no curto prazo, a taxa de juros,  $i$ , terá de cair de modo a equilibrar a oferta e a demanda por moeda, saindo do ponto 1 para o ponto 2. A queda na taxa de juros é mostrada no mercado de câmbio como um deslocamento para a esquerda da curva vertical, que representa o rendimento dos depósitos em real. O aumento permanente na oferta de moeda afeta também, positivamente, as

expectativas da taxa de câmbio, já que as pessoas esperariam um aumento nos preços em reais no longo prazo; neste caso, a taxa de câmbio nada mais é do que o preço do dólar. O aumento na taxa de câmbio esperada aumenta o rendimento em reais dos depósitos em dólares, deslocando a curva de rendimento esperado em dólar para a direita.

Diante desses movimentos, a taxa de câmbio tem de se movimentar de forma a equilibrar novamente o mercado de câmbio. A nova taxa de câmbio de equilíbrio no curto prazo é dada por  $s^2$ , no ponto 2'. Note que, caso a mudança na oferta de moeda fosse temporária, as expectativas sobre a taxa de câmbio não se alterariam e o equilíbrio neste mercado se daria no ponto 3'.



Fonte: Adaptado de Krugman e Obstfeld (2005).

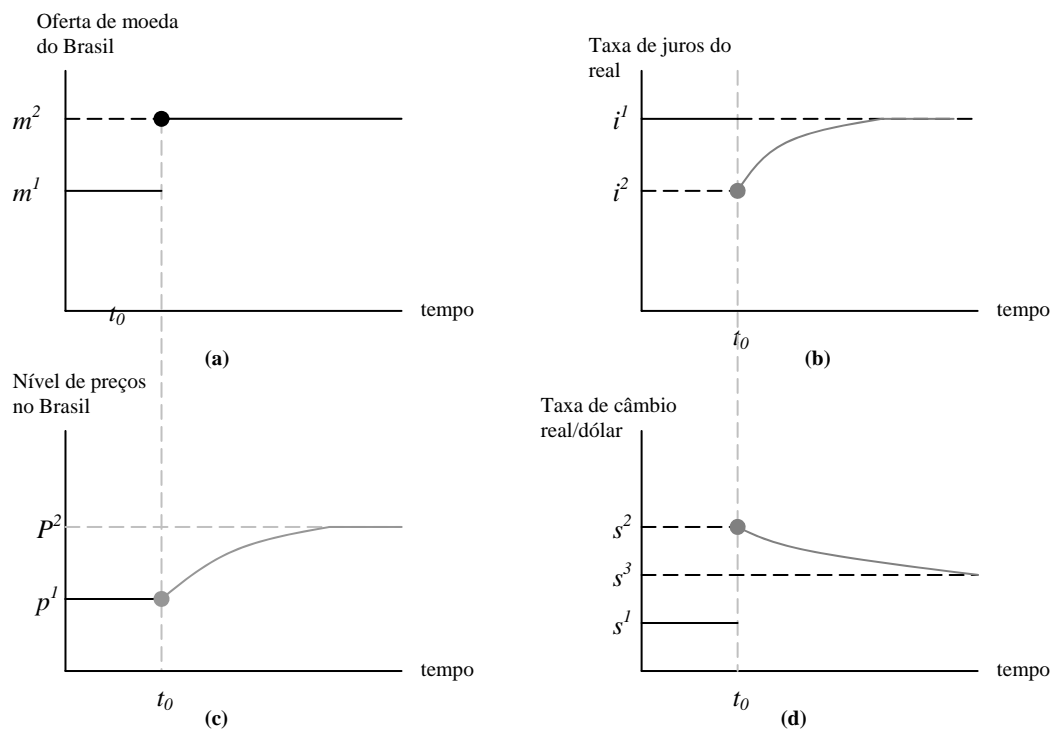
**Figura 3.2** – Efeito de longo prazo de um aumento da oferta de moeda do Brasil (dada a produção real constante).

Durante a trajetória para o estado estacionário, ou seja, no longo prazo, o nível de preços se ajusta, e os valores da taxa de câmbio e de juros no novo equilíbrio de longo prazo são apresentados na Figura 3.2(b). Na trajetória para o novo estado estacionário, o nível de preços aumenta de  $p^1$  para  $p^2$  devido às expectativas inflacionárias. Como a elevação dos preços no longo prazo é

equivalente à da oferta de moeda no curto prazo, a oferta real de moeda se reduz, deslocando-se para cima, sendo  $(m^2 - p^2) = (m^1 - p^1)$ . À medida que a oferta real de moeda reduz, a taxa de juros se eleva para ajustar o mercado monetário, até alcançar novamente o nível  $i^1$ .

Se as expectativas não mais se alteram, a queda na taxa de juro,  $i$ , faz com que a taxa de câmbio se desloque ao longo da curva de rendimento em reais dos depósitos em dólar até alcançar o ponto 4'. No longo prazo, a taxa de câmbio é maior do que em seu nível inicial. Contudo, no equilíbrio de longo prazo (ponto 4') a taxa de câmbio é menor do que seu novo equilíbrio de curto prazo (ponto 2'). Isso caracteriza a ultrapassagem da taxa de câmbio citada anteriormente, ou *overshooting*.

A ultrapassagem da taxa de câmbio é um fenômeno importante, pois explica as grandes flutuações do câmbio no curto prazo. Assumindo que  $i = i^*$ , por estar inicialmente no estado estacionário, um aumento permanente da oferta de moeda não afeta  $i^*$  e  $i$  cai abaixo de  $i^*$ , permanecendo assim até que o nível de preços complete o ajustamento para o longo prazo. A manutenção do equilíbrio no mercado de câmbio durante esse processo depende de uma apreciação esperada do real em relação ao dólar, ou seja, de uma queda em  $s$ , para compensar a diferença dos juros a favor dos depósitos em dólar. Somente se a taxa de câmbio for bem superior a  $s^3$  inicialmente, os agentes vão esperar uma apreciação do real posteriormente. A Figura 3.3 mostra graficamente a trajetória das variáveis para o longo prazo.



Fonte: Adaptado de Krugman e Obstfeld (2005).

**Figura 3.3** – Trajetórias de ajustamento das variáveis econômicas do Brasil após um aumento permanente na oferta de moeda brasileira.

As partes (d) e (b) da Figura 3.3 podem ser representadas pelas equações (3.26) e (3.28), respectivamente. A Figura 2.3 (d) deixa ainda mais clara a ultrapassagem da taxa de câmbio. É bom deixar claro que a ultrapassagem só é possível devido à suposição de que os preços são rígidos no curto prazo.

Para finalizar, uma crítica feita por Isard (1997) é de que os economistas muitas vezes ignoram o alcance da racionalidade dos participantes do mercado para formar corretamente as expectativas sobre as variáveis exógenas dos modelos. A imprecisão das expectativas sobre as variáveis exógenas e a ausência de algumas informações nos modelos podem ser a causa de determinada inconsistência desses modelos. Em particular, muitos modelos de taxa de câmbio, incluindo o modelo de Dornbusch, têm abstraído completamente a possibilidade de existência de viés entre a taxa de câmbio e a taxa de juros, a ocorrência do

“problema do peso”, do risco cambial e outras formas imprecisas de expectativas racionais, assumindo que a taxa de câmbio siga um caminho consistente, correspondente a um caminho de previsão perfeita.

Antes de apresentar as possibilidades de ocorrência de viés no mercado de câmbio é importante especificar o que se considera um mercado de câmbio, eficiente. Para isso, será utilizada a condição da paridade descoberta dos juros, que representa o equilíbrio no mercado cambial.

### **3.2. Paridade dos Juros**

A possibilidade de um determinado agente econômico realizar aplicações financeiras em qualquer parte do mundo, devido ao intenso processo de globalização, estreitou ainda mais as relações entre a taxa de câmbio e os juros internos e externos. Agindo de forma racional, a escolha por um determinado investimento seria estabelecida com base no seu retorno esperado, e, em se tratando de investimentos estrangeiros, esse retorno é, fundamentalmente, afetado pelas desvalorizações (valorizações) esperadas da moeda nacional.

Keynes (1923, citado por ISARD 1997) foi o primeiro a desenvolver uma formulação formal do que hoje se conhece como paridade dos juros. Desenvolvendo uma teoria para o comportamento da taxa de câmbio futura, Keynes foca nas variações da diferença entre as taxas de câmbio à vista e futura. Como argumento, esse autor formula um exemplo em que se parte do pressuposto de que a cotação dos dólares para um mês à frente está abaixo do dólar à vista para os compradores em Londres, em termos de libras. Isso indica a preferência do mercado por investimentos em Nova York no mês em questão. O grau de preferência pode ser mensurado pelo desconto do dólar futuro. Ele considerou também o diferencial de taxa de juros como uma das causas determinantes na preferência do mercado por reter fundos em um centro internacional em detrimento de outros.

Formalmente, considerando a taxa de juros interna como  $i_t$ , a taxa de juros internacional por  $i_t^*$ , a taxa de câmbio à vista por  $S_t$  e a taxa futura de câmbio como  $F_t$ , os investidores buscariam as melhores opções de investimento com



base nos retornos em dólares e em libras esterlinas, de forma que o mercado de câmbio chegasse a um equilíbrio representado pelas equações (3.30) ou (3.31).

$$F_t(1 + i_t^*) = S_t(1 + i_t) \quad (3.30)$$

Aplicando o logaritmo em ambos os lados de forma que  $s_t$  e  $f_t$  sejam agora o logaritmo das taxas de câmbio à vista e futura, respectivamente, tem-se:

$$f_t - s_t = i_t - i_t^* \quad (3.31)$$

A equação (3.31) ficou conhecida como Paridade Coberta dos Juros (PCJ), e, a partir daí, passou-se a estabelecer uma ligação entre a taxa de câmbio à vista e a taxa futura de câmbio. McCallum (1994) argumenta que, a partir dos anos 1970, com a adoção do regime de câmbio flutuante nos principais países do mundo, a taxa de câmbio futura seria um previsor não-viesado da taxa de câmbio à vista no futuro. Contudo, para isso, deve-se assumir que os ativos referentes às moedas em questão apresentam características similares. Assumindo as hipóteses de expectativas racionais e de neutralidade do risco (características similares), Isard (1995) argumenta que a taxa de câmbio futura seria um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista esperada no futuro e que a taxa de câmbio à vista, no período  $t + 1$ , difere da taxa de câmbio esperada, no período  $t + 1$ , por um erro aleatório. Essas hipóteses são apresentadas nas equações (3.32) e (3.33).

$$s_{t,t+1}^e = f_t \quad (3.32)$$

$$s_{t+1} = s_{t,t+1}^e - u_{t+1} \quad (3.33)$$

em que  $s_{t+1}$  é a taxa de câmbio à vista realizada no próximo período;  $s_{t,t+1}^e$  é a taxa de câmbio à vista esperada para o período  $t+1$ ; e  $u_{t+1}$  é o termo de erro totalmente aleatório.

Substituindo (3.32) e (3.33) em (3.31), chega-se à paridade descoberta dos juros (PDJ) a partir da PCJ, sob as hipóteses de neutralidade ao risco e de

formação racional de expectativas. Desde que as hipóteses sejam satisfeitas, o diferencial da taxa de juros representaria o comportamento da taxa de câmbio no período.

$$s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* + u_{t+1} \quad (3.34)$$

Substituindo (3.34) em (3.31), encontra-se a relação entre a depreciação da taxa de câmbio e o prêmio futuro,  $f_t - s_t$ .

$$s_{t+1} - s_t = (f_t - s_t) + u_{t+1} \quad (3.35)$$

A condição da paridade descoberta dos juros, apresentada na equação (3.35), é utilizada para determinar se o mercado de câmbio opera de forma eficiente, ou seja, se ele utiliza todas as informações para prever os movimentos da taxa de câmbio. Empiricamente, a equação é estimada como:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + u_{t+1} \quad (3.36)$$

Se os indivíduos são neutros ao risco e as expectativas são racionais, a eficiência do mercado de câmbio seria confirmada mediante a não-rejeição da hipótese nula de que  $\beta = 1$ . Contudo, de acordo com Krugman e Obstfeld (2005), diversos estudos falharam ao tentar prever as variações na taxa de câmbio com base no prêmio futuro. Haveria um viés, levando o mercado a cometer erros de previsão que poderiam ter sido previstos, ou seja, o mercado não estaria utilizando todas as informações possíveis para determinar a taxa de câmbio. Nesse caso, o termo de erro,  $u_{t+1}$ , pode incluir as informações relacionadas tanto a um possível prêmio de risco cambial quanto a uma possível falha na formação das expectativas racionais.

Isard (1995) faz uma explanação sobre as possíveis causas que gerariam o viés de previsão. A primeira refere-se ao abandono de uma das hipóteses da paridade descoberta dos juros. As expectativas continuariam sendo racionais,

mas os indivíduos seriam considerados, agora, avessos ao risco, visto que os ativos em moedas diferentes não são substitutos perfeitos. Isso geraria um prêmio de risco cambial, responsável pelo viés de previsão no mercado de câmbio.

A segunda possibilidade não rejeita a hipótese de expectativas racionais ou de neutralidade do risco: primeiramente, tem-se o “problema do peso”<sup>14</sup>, da aprendizagem e de mudanças de regime provenientes das dificuldades de se mensurar o retorno esperado,  $s_{t,t+1}^e - f_t$ , devido ao pequeno tamanho da amostra; em segundo lugar, poderia existir um viés de simultaneidade entre a estimativa da equação (3.36) e uma segunda relação, entre o diferencial dos juros e as mudanças na taxa de câmbio. A existência dessa segunda relação sugere que as autoridades monetárias realizam choques de curto prazo na taxa de juros em resposta a mudanças repentinas na taxa de câmbio, e o fato de essa segunda relação não ser considerada juntamente com a paridade descoberta dos juros poderia gerar viés de simultaneidade; por fim, uma última possibilidade para a geração do viés de previsão seria um desvio da hipótese de expectativas racionais, provenientes do fato de as informações assimiladas pelo mercado serem incompletas.

### **3.3. Viés de Simultaneidade entre a Política Monetária e a Taxa de Câmbio**

Inicialmente, é interessante verificar a existência de viés de simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros. Segundo McCallum (1994), é mais interessante analisar as condições da paridade descoberta de juros relacionada com modelos monetários, e a investigação dessa possibilidade de viés no mercado de câmbio pode de imediato eliminar a possibilidade de existência dos demais, de modo que é importante verificar a existência do viés de simultaneidade antes de indicar a existência de qualquer outra causa de ineficiência. Logicamente, a possibilidade de rejeição da hipótese da paridade

---

<sup>14</sup> Segundo Mark (2001), o “problema do peso” foi originalmente estudado por Krasker, que observou uma persistência no diferencial de juros em favor do México dada uma taxa de câmbio fixada pelo Banco Central desse país. Esperava-se que o Banco Central mexicano promovesse depreciações no câmbio, de modo que a taxa no período 2 ( $s_2$ ) seria maior do que a taxa de câmbio no período 1 ( $s_1$ ), mas a política de *peg* não seria completamente confiável. Isso levaria os agentes a formarem expectativas sobre a taxa de câmbio futura com base em duas possibilidades: no caso de a política de *peg* ocorrer ou não. Com isso, seria introduzido um viés no mercado de câmbio, proveniente de como essas expectativas são formadas.

descoberta de juros é maior quando se considera que  $\beta = 1$ , na equação (3.36), o que dificilmente acontece. Nesse caso, um pequeno desvio pode ser considerado, como a possibilidade de existência de viabilidade para a modelagem monetária.

Como visto na introdução deste trabalho, a maior parte dos estudos constatou que o mercado de câmbio não atuou de forma eficiente nos mais diversos países, além de encontrar uma relação negativa entre o diferencial dos juros e a variação esperada da taxa de câmbio. Esse problema pode ser temporário quando se supõe que as autoridades monetárias domésticas e estrangeiras utilizam a taxa de juros de curto prazo como seus instrumentos de política e que o diferencial de juros é endógeno. Além disso, visto que se trata de valores nominais de taxa de câmbio, preços, estoque de moeda, nada mais coerente do que considerar regras de política monetária para determinar a taxa de juros.

Hermann (2006) argumenta que, com a mudança no regime cambial, saindo de um regime de câmbio controlado para um em que a taxa de câmbio é livre para flutuar, e a adoção de modelos de metas inflacionárias, a partir de 1999, o governo passa a utilizar o desvio da inflação esperada para determinar o diferencial de juros na economia. Ao mesmo tempo, esse autor considera que o desvio da inflação esperada é influenciado pelas expectativas de depreciação cambial. Dessa forma, o diferencial da taxa de juros teria seus movimentos diretamente determinados pela depreciação esperada do câmbio.

Ferrari Filho e Paula (2006) indicam que, preservando o mínimo de estabilidade da taxa de câmbio, o governo brasileiro, após a adoção de modelos de metas de inflação, em 1999, utiliza a taxa de juros para conter desvalorizações ou valorizações da taxa de câmbio, de forma que a taxa de juros estaria positivamente correlacionada com a taxa de câmbio.

McCallum (1994) sugere um modelo ortodoxo para uma pequena economia aberta:

$$s_t = E_t s_{t+1} - \beta X_t + u_t \quad (3.37)$$

$$m_t - p_t = c_0 + c_1 y_t + c_2 i_t + v_t \quad (3.38)$$

$$y_t = b_0 + b_1 r_t + b_2 q_t + b_3 y_t^* + \zeta_t \quad (3.39)$$

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (3.40)$$

$$r_t = i_t - (E_t p_{t+1} - p_t) \quad (3.41)$$

$$X_t = i_t - i_t^* \quad (3.42)$$

As variáveis  $r_t$  e  $q_t$  representam, respectivamente, a taxa de juros real e a taxa de câmbio real.  $u_t$ ,  $v_t$  e  $\zeta_t$  são termos de erro ruído branco. As demais variáveis são as mesmas tratadas anteriormente. A equação (3.37) é a paridade descoberta dos juros; (3.38) corresponde ao equilíbrio no mercado monetário; (3.39) é o equilíbrio no mercado de bens; (3.40) e (3.41) definem a taxa de câmbio real e a taxa de juros real, respectivamente; e (3.42) representa o diferencial de juros,  $X_t$ . O modelo determina  $p_t$ ,  $i_t$ ,  $s_t$ ,  $q_t$ ,  $r_t$ , e  $X_t$ . O nível de preços é flexível, e  $y_t$  é a renda no pleno emprego. Para modelos de preços fixos, pode-se excluir a equação (3.40).

Apesar de a taxa futura de câmbio não estar no modelo, ela pode ser incluída através da substituição do diferencial de juros por  $(f_t - s_t)$ . Para isso, basta assumir que a hipótese da paridade coberta de juros vigora.

O autor parte então dos resultados negativos encontrados para  $\beta$  para mostrar que erros sistemáticos de expectativas podem indicar que as estimativas de  $\beta$  são negativas quando de fato são iguais a 1. Suponha que a depreciação esperada exceda o prêmio futuro sistematicamente:

$$\Delta s_{t+1}^e - \Delta s_{t+1} = \nu(f_t - s_t) + \xi_t \quad (3.43)$$

em que  $\Delta s_{t+1}^e = s_{t+1}^e - s_t$ ;  $\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - s_t$ ;  $f_t - s_t = i_t - i_t^*$ ; e  $\xi_t$  é um erro aleatório. Combinado com (3.37), tem-se a equação (3.44):

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + (\beta - \nu)(f_t - s_t) + \iota_t \quad (3.44)$$

se  $\nu > 1$ , a inclinação seria negativa com  $\beta = 1$ . Essa possibilidade admite que as expectativas sejam sistematicamente errôneas, como mostra a equação (3.44). Tem-se então que construir um modelo que considere todo o processo em que as expectativas são formadas. A idéia básica é de que os formadores de política econômica tendem a rejeitar mudanças bruscas na taxa de câmbio. Assim, quando a moeda nacional tende a se desvalorizar, as autoridades de política monetária praticam uma política restritiva, e seu principal instrumento é a taxa de juros de curto prazo. A resposta das autoridades monetárias a variações bruscas na taxa de câmbio é representada pela equação (3.45):

$$X_t = \varpi(s_t - s_{t-1}) + \vartheta X_{t-1} + \zeta_t \quad (3.45)$$

As autoridades de política monetária tendem a amortecer os movimentos na taxa de juros, de forma que guardam a impressão de  $i_t$  com base em um passado recente. Esse termo de suavização é representado pelo parâmetro  $\vartheta$ .  $\zeta_t$  representa a influência aleatória de políticas;  $\varpi > 0$  e  $0 < \vartheta < 1$ . Se no modelo que compreende as equações (3.37) a (3.42) as expectativas não podiam ser consideradas totalmente racionais, com a inclusão da equação (3.45), cria-se um modelo onde as expectativas são totalmente racionais. É interessante fortalecer a idéia de que a equação (3.45) prevalece simultaneamente com a paridade descoberta dos juros (equação (3.37)).

Assumindo que  $\beta = 1$  na equação (3.37) e substituindo na equação (3.45), tem-se:

$$E_t \Delta s_{t+1} = \varpi \Delta s_t + \vartheta X_{t-1} + u_t + \zeta_t \quad (3.46)$$

A solução livre de bolhas<sup>15</sup> seria:

---

<sup>15</sup> O termo “livre de bolhas” se refere à determinação da variação da taxa de câmbio sem a interferência de especulações.

$$\Delta s_t = \left( -\frac{\vartheta}{\varpi} \right) X_{t-1} - \left( \frac{1}{\vartheta} \right) \zeta_t + \left( \frac{1}{(\varpi + \vartheta)} \right) u_t \quad (3.47)$$

No caso de  $\vartheta$  apresentar um valor próximo de 1, representando uma considerável persistência no diferencial da taxa de juros, valores razoáveis para  $\varpi$  implicariam um coeficiente superior a 1 em valor absoluto. McCallum (1994) toma, por exemplo, um  $\vartheta = 0,80$  e  $\varpi = 0,20$ , o que daria um coeficiente de -4 na relação (3.47), valor que se encontra dentro dos resultados obtidos pelo próprio autor para  $\beta$  na equação (3.36). Isso mostra que ignorar a função de reação da política monetária pode levar a concluir pela existência de um viés de previsão no mercado de câmbio, o que não é o mesmo que dizer que o mercado não é eficiente e que a paridade descoberta dos juros não vigora.

### 3.4. O Prêmio de Risco Cambial

O risco cambial é considerado por muitos autores como fator preponderante na determinação de a taxa de câmbio futura ser um previsor viesado da taxa de câmbio à vista no futuro. Esse risco teria origem no fato de os ativos, avaliados em moedas diferentes, não serem substitutos perfeitos (uma das hipóteses da paridade descoberta dos juros) e de os agentes econômicos serem, via de regra, avessos ao risco e não neutros ao risco, como salienta a paridade descoberta.

Garcia e Didier (2001) argumentam que o risco cambial seria criado pela presença de uma moeda fraca (no caso, o real). Dessa forma, considerando que os investidores são avessos ao risco e que os investimentos em reais e em dólares não podem ser considerados substitutos perfeitos, como dito anteriormente, os investidores no mercado futuro de câmbio exigiriam um prêmio além da desvalorização da moeda fraca por assumir o risco de vender a moeda forte (dólar, neste caso) no futuro. O risco cambial criaria uma cunha entre o câmbio esperado no futuro e o preço do câmbio futuro.

Com isso, a diferença entre a taxa de juros interna e a externa seria igual à depreciação esperada mais um prêmio de risco, pago como incentivo para os agentes econômicos venderem dólar no futuro.

Fama (1984) desenvolveu uma metodologia capaz de medir a importância do prêmio de risco cambial. Esse autor argumentou que a taxa de juros futura não previa totalmente a taxa à vista de câmbio devido à presença de um prêmio de risco da taxa futura. O fato de esse prêmio variar no tempo o tornaria importante para determinação da taxa de câmbio à vista.

Fama (1984) inicia sua análise com a seguinte relação:

$$f_t = (s_{t+1}^e / I_t) + \rho_t \quad (3.48)$$

em que se decompõe a taxa de câmbio futura,  $f_t$ , em dois componentes: uma taxa esperada,  $s_{t+1}^e$ , baseada em previsões eficientes e racionais, dadas determinadas condições econômicas,  $I_t$ , mais um prêmio de risco  $\rho_t$ .

Subtraindo a taxa à vista de ambos os lados, tem-se:

$$f_t - s_t = (s_{t+1}^e / I_t) - s_t + \rho_t \quad (3.49)$$

Assumindo a hipótese de expectativas racionais, mais uma vez, de modo que  $s_{t+1} = (s_{t+1}^e / I_t) + v_{t+1}$ , a taxa de câmbio à vista no período  $t+1$  é formada com base nas expectativas, considerando toda informação possível, mais um erro aleatório,  $v_{t+1}$ .

$$f_t - s_t = s_{t+1} - s_t + \rho_t + v_{t+1} \quad (3.50)$$

Na equação (3.50),  $(f_t - s_t)$  é chamado de prêmio futuro, ou seja, a diferença entre a taxa de câmbio na data futura ( $t+1$ , por exemplo) e a taxa à vista. Esse prêmio é decomposto em duas parcelas: a variação futura da taxa de câmbio à vista,  $(s_{t+1} - s_t)$ ; e um componente de prêmio de risco mais um erro aleatório de previsão racional,  $\rho_t + v_{t+1}$ . Dessa forma, pode-se escrever a equação (3.50) de modo a relacionar a depreciação esperada da taxa de câmbio à vista e o prêmio pelo risco cambial com o prêmio futuro da taxa de câmbio.



$$f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (3.51)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (3.52)$$

A equação (3.51) relaciona o prêmio futuro com o prêmio de risco mais o erro aleatório,  $v_{t+1}$ , enquanto a equação (3.52) relaciona o prêmio futuro com a depreciação futura da taxa de câmbio à vista. Embora escritas separadamente, as equações (3.51) e (3.52) trazem a mesma informação com respeito à confirmação de eficiência ou ineficiência no mercado de câmbio e, conseqüentemente, a constatação, ou não, da paridade dos juros.

Verificado que  $\beta_1 \neq 0$ , fica claro que, em parte, o prêmio futuro explicaria o prêmio de risco,  $\rho_t$ , somado ao termo de erro,  $v_{t+1}$ , ou seja,  $(f_t - s_{t+1})$ . Da mesma forma, valores de  $\beta_2 \neq 0$  indicariam que parte da desvalorização futura da taxa de câmbio é explicada pelo prêmio futuro. Observe que, pelo fato de (3.51) e (3.52) serem a decomposição do prêmio futuro,  $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$  e  $\beta_1 + \beta_2 = 1$ .

A eficiência no mercado de câmbio é satisfeita diante da confirmação da hipótese de que  $\alpha_2 = 0$  e  $\beta_2 = 1$ , ou seja, a taxa de câmbio futura explica totalmente as desvalorizações cambiais em  $t+1$ . Isso implica valor zero para o risco cambial ( $\rho_t = 0$ ).

Estimando  $\beta_1$  e  $\beta_2$  por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), tem-se:

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)}{\sigma_{f_t - s_t}^2} \quad (3.53)$$

$$\beta_2 = \frac{\text{cov}(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)}{\sigma_{f_t - s_t}^2} \quad (3.54)$$

em que:  $\sigma_{f_t - s_t}^2$  é a variância do prêmio futuro;  $\text{cov}(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)$  é a covariância entre o risco cambial e o prêmio futuro; e  $\text{cov}(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)$  é a covariância entre a desvalorização futura da taxa de câmbio à vista e o prêmio futuro.

Mantendo a hipótese de que as expectativas da taxa de câmbio à vista são feitas de forma eficiente e racional, pode-se utilizar a equação (3.49) para escrever a variância do prêmio futuro e a covariância entre o risco cambial e o prêmio futuro e entre a depreciação futura do câmbio e o prêmio futuro como:

$$\sigma_{f_t - s_t}^2 = \sigma_{\rho_t}^2 + \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2 + 2 \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t) \quad (3.55)$$

$$\text{cov} \left( \overbrace{f_t - s_{t+1}}^{\rho_t}, \overbrace{f_t - s_t}^{\rho_t + (s_{t+1}^e / I_t) - s_t} \right) = \sigma_{\rho_t}^2 + \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t) \quad (3.56)$$

$$\text{cov} \left( s_{t+1} - s_t, \overbrace{f_t - s_t}^{\rho_t + (s_{t+1}^e / I_t) - s_t} \right) = \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2 + \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t) \quad (3.57)$$

Substituindo as equações (3.55) e (3.56) na equação (3.53) e as equações (3.55) e (3.57) na equação (3.54), tem-se:

$$\beta_1 = \frac{\sigma_{\rho_t}^2 + \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t)}{\sigma_{\rho_t}^2 + \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2 + 2 \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t)} \quad (3.58)$$

$$\beta_2 = \frac{\sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2 + \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t)}{\sigma_{\rho_t}^2 + \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2 + 2 \text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t)} \quad (3.59)$$

Assumindo que a covariância entre o prêmio de risco e a depreciação esperada da taxa de câmbio à vista é zero, ou seja,  $\text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t) = 0$ , pode-se observar mais uma vez que as variações no prêmio futuro são decompostas em variações no prêmio de risco e variações na expectativa de mudança na taxa de câmbio. As equações (3.60) e (3.61) mostram isso:

$$\beta_1 = \frac{\sigma_{\rho_t}^2}{\sigma_{\rho_t}^2 + \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2} \quad (3.60)$$

$$\beta_2 = \frac{\sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2}{\sigma_{\rho_t}^2 + \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2} \quad (3.61)$$

A hipótese de que o mercado de câmbio age de forma eficiente ( $\beta_2 = 1$ ) necessariamente exige que  $\sigma_{\rho_t}^2 = 0$ , ou seja, que o prêmio de risco não varie no tempo. Contudo, Fama (1984) encontrou valores negativos para  $\beta_2$  e positivos para  $\beta_1$ . De acordo com o que foi apresentado até agora,  $\beta_2$  só seria negativo no caso de a covariância entre o risco cambial e a variação na expectativa da mudança da taxa de câmbio ser negativa e maior, em termos absolutos, do que a variância da mudança esperada da taxa de câmbio à vista, ou seja,  $\text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t) < 0$  e  $|\text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t)| > \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2$ . Para que  $\beta_1$  seja positivo, a covariância entre o risco cambial e a depreciação esperada da taxa de câmbio à vista deveria ser menor, em termos absolutos, do que a variância do risco cambial, ou seja,  $|\text{cov}(\rho_t, (s_{t+1}^e / I_t) - s_t)| < \sigma_{\rho_t}^2$ .

A segunda constatação de Fama (1984) foi de que a variância do risco cambial é maior do que a variância da mudança esperada na taxa à vista,  $\beta_1 > \beta_2$  ou  $\sigma_{\rho_t}^2 > \sigma_{(s_{t+1}^e / I_t) - s_t}^2$ . A principal conclusão desse autor é de que o prêmio de risco varia ao longo do tempo, caracterizando, de certa forma, ineficiência no mercado de câmbio.

Mark (2001) comenta que não há explicação econômica para se encontrar um  $\beta_2$  negativo. Isso iria de encontro à teoria de paridade dos juros, em que o diferencial dos juros afeta positivamente a mudança esperada na taxa de câmbio. A segunda conclusão de Fama é a que, segundo Mark (2001), se mostra mais interessante. O fato de o risco cambial representar a maior parcela da variância do prêmio futuro é desafiador para os pesquisadores que tentam modelar e compreender os determinantes do comportamento de tal risco.

Frankel e Froot (1989) sugerem um teste para verificar se o prêmio de risco é estatisticamente significativo. Por meio da equação (3.48), pode-se obter a depreciação esperada<sup>16</sup>. O teste consiste em regredir diretamente a depreciação esperada sobre o prêmio futuro.

$$\Delta s_{t+1}^e = \alpha_2 + \beta_2 (f_t - s_t) + q_t \quad (3.62)$$

<sup>16</sup> A depreciação esperada será obtida após ser calculada a série de prêmio de risco cambial, especificada adiante no trabalho.

A hipótese nula é de que a correlação entre o prêmio de risco e o prêmio futuro é zero, ou seja,  $\alpha_2 = 0$  e  $\beta_2 = 1$ . Nesse caso, a taxa de câmbio à vista esperada é igual à taxa futura de câmbio, e os ativos podem ser considerados substitutos perfeitos.

O erro da regressão,  $q_t$ , é um componente aleatório de erro das expectativas. Note que  $\Delta s_{t+1}^e = \Delta \bar{s}_{t+1}^e + q_t$ , em que  $\Delta \bar{s}_{t+1}^e$  é a verdadeira expectativa do mercado, não observada, sobre a mudança na taxa de câmbio à vista.

Vários trabalhos, na tentativa de determinar a eficiência do mercado de câmbio, encontraram valores de  $\beta_2 \neq 1$ .

Olimov (2005) refaz os passos de Fama (1984) e confirma o valor negativo de  $\beta_2$ , agora para três moedas, no período de janeiro de 1975 a dezembro de 1989. Froot e Thaler (1990, citados por MCCALLUM, 1994) encontraram valores próximos a -0,88 para  $\beta_2$ . O próprio McCallum (1994), estudando a relação de três moedas com o dólar americano, encontrou valores para  $\beta_2$  que variam de -3 a -4. Esse autor enfatiza que em regimes de câmbio flutuante seria comum encontrar valores negativos para  $\beta_2$ .

Garcia e Olivares (2001) encontram valores positivos, porém inferiores a 0,5, para  $\beta_2$ , no período de abril de 1995 a dezembro de 1998, para o Brasil. Já Miguel (2001) observou valores de  $\beta_2 = 1$  para o período de janeiro de 1991 a junho de 1994, considerando dados mensais e trimestrais, para a economia brasileira. Contudo, o autor salienta que as séries de prêmio futuro e de depreciação esperada não são estacionárias, o que levaria ao resultado encontrado. No período de janeiro de 1991 a dezembro de 1998 haveria evidências de eficiência no mercado de câmbio brasileiro, visto que o valor encontrado para  $\beta_2$  se aproxima de 1. No período posterior ao Plano Real, de julho de 1994 a dezembro de 1998, o valor de  $\beta_2$  ficou próximo a 0,24, caracterizando ineficiência do mercado de câmbio e presença de viés de previsão, além de mostrar que a variação no risco cambial explica a maior parte da variância do prêmio futuro.

Sachsida et al. (1999) encontram valores para  $\beta_2$  de aproximadamente 0,76 no período de 1984 a 1989. Entre os anos de 1990 e 1994,  $\beta_2$  apresentou valor igual a 1,01, mostrando que o mercado de câmbio brasileiro foi eficiente nesse período. De 1994 a 1998, o autor encontrou valores de -0,07 para  $\beta_2$ . Esses autores concluíram que, em períodos de regime de câmbio fixo, a paridade dos juros e o mercado de câmbio se mostram ineficientes quanto à previsão futura da taxa à vista, no Brasil.

### 3.4.1. Uma Explicação Econômica para a Existência do Prêmio de Risco Cambial

Na tentativa de explicar teoricamente o prêmio de risco cambial e, conseqüentemente, o desvio da paridade descoberta dos juros, será utilizado o modelo de precificação dos ativos de Lucas (1978). De acordo com o modelo, um agente representativo alocaria seus recursos de forma a obter um padrão ótimo de consumo dentro de um horizonte de tempo. A decisão de consumir mais no tempo  $t$  em detrimento de um consumo maior no tempo  $t+1$ , ou vice-versa, está condicionada às informações contemporâneas disponíveis, representada pelos possíveis estados da natureza e pela função de utilidade.

Segundo Catalão e Yoshino (2006), a idéia é maximizar a função de utilidade do agente, baseada no consumo, sujeita à restrição orçamentária dada por sua renda e pelo retorno proporcionado pelo contrato futuro de câmbio. Dessa forma, tem-se:

$$Max : E_t \left( \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U(C_{t+j}) \right) \quad (3.63)$$

Donde se obtém a taxa marginal de substituição intertemporal descontada,  $\mu_{t+1}$ , dada por:

$$\mu_{t+1} = \frac{\beta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \quad (3.64)$$

em que  $\beta$  é o fator de desconto temporal, medindo a impaciência do agente em consumir. Quanto maior for o  $\beta$ , menor a preferência por consumir agora frente a consumir no futuro, ou seja, mais o agente irá poupar;  $U'(C_t)$  representa a utilidade marginal contemporânea para consumir<sup>17</sup>.

De acordo com Mark (2001), utilizando a função de utilidade de aversão ao risco constante e assumindo que a  $\mu_{t+1}$  e  $\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right)$  são variáveis aleatórias estacionárias, podem-se impor restrições ao comportamento ótimo dos agentes, de modo que:

$$E_t[U'(C_{t+1})(F_t - S_{t+1})/P_{t+1}] = 0 \quad (3.65)$$

Multiplicando ambos os lados por  $\beta$  e dividindo por  $U'(C_t)$ , tem-se:

$$E_t[\mu_{t+1}(F_t - S_{t+1})/P_{t+1}] = 0 \quad (3.66)$$

A equação (3.66) é fundamental para entender a formação do risco no mercado de câmbio, indicando que o produto da taxa marginal de substituição intertemporal descontada com o retorno real da especulação no mercado futuro não pode ser correlacionado com o conjunto de informações disponíveis no tempo  $t$ , de forma que esse produto seja imprevisível.

É bom salientar que a taxa marginal de substituição intertemporal descontada varia inversamente com o crescimento do consumo, de modo que, em um estado da natureza favorável, o crescimento do consumo é elevado, enquanto a taxa marginal de substituição intertemporal descontada,  $\mu_{t+1}$ , é baixa.

---

<sup>17</sup> A função de utilidade para o período  $t$  no modelo de Lucas é  $U(C_t) = C_t^{1-\gamma} / (1-\gamma)$ , também conhecida como função de utilidade de aversão relativa ao risco constante, CRRA, com  $C_t = C_{xt}^\theta C_{yt}^{1-\theta}$ , e a taxa marginal de substituição intertemporal é  $\beta(C_{t+1}/C_t)^{1-\gamma}(C_{xt}/C_{xt+1})$ , em que  $\gamma$  é o coeficiente de aversão ao risco e  $x$  e  $y$  são bens de consumo. Como o preço relativo entre  $x$  e  $y$  é constante, a taxa de crescimento do consumo de  $x$  é a mesma taxa de crescimento do índice agregado de consumo, e a taxa marginal de substituição intertemporal é dada pela equação (3.64).

Para Catalão e Yoshino (2006), é interessante ressaltar que, como o fator de desconto estocástico coincide com a  $\mu_{t+1}$ , pelo fato de se utilizar CRRA, não se pode alterar o coeficiente de aversão ao risco sem alterar a  $\mu_{t+1}$ .

Considerando agora a decomposição de variância entre duas variáveis aleatórias,  $\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right)$  e  $\mu_{t+1}$ , tem-se:

$$\text{cov}\left[\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right), \mu_{t+1}\right] = E_t\left(\mu_{t+1}\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right)\right) - E_t(\mu_{t+1})E_t\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \quad (3.67)$$

Visto que o primeiro termo do lado direito da equação (3.66) é igual a zero, tem-se:

$$E_t\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right) = -\frac{\text{cov}\left[\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right), \mu_{t+1}\right]}{E_t(\mu_{t+1})} \quad (3.68)$$

A existência da equação (3.68) indica que a taxa futura de câmbio não é um previsor não-viesado da taxa à vista no futuro no modelo de Lucas (1978). A expectativa do prêmio de risco real do contrato futuro de câmbio é proporcional à covariância entre o prêmio real e a  $\mu_{t+1}$ . O fator de proporcionalidade é  $-1/E_t(\mu_{t+1})$ , que é a taxa de juros real multiplicada por -1.

O prêmio de risco real no mercado de câmbio é maior quanto mais negativa for a covariância entre o prêmio e o fator de desconto estocástico, representado pela  $\mu_{t+1}$ . Admita que  $E_t\left[\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_{t+1}}\right)\right] > 0$ , de modo que a covariância entre o prêmio real e a  $\mu_{t+1}$  seja negativa. Nesse caso, espera-se lucrar vendendo dólar no futuro e recomprando no mercado à vista por  $E_t(S_{t+1})$ . Suponha, agora, que ocorra um estado ruim da natureza no futuro, ou seja, uma queda em seu índice de consumo e uma elevada utilidade marginal do consumo, o que corresponde a um elevado valor do desconto estocástico; assim, o agente prefere antecipar o consumo a investir no mercado futuro de câmbio, visto que

este deixará de lhe gerar consumo desejado em tal estado. Posto isso, o agente exigirá um prêmio real alto para abdicar de seu consumo presente e aplicar no mercado futuro de câmbio. O baixo consumo e o altíssimo prêmio exigido geram uma covariância muito negativa. Se o prêmio de risco não for elevado, o consumo adicional é preferível.

Na tentativa de manter um padrão de consumo constante, os agentes avessos ao risco exigem um prêmio maior para compensar o aumento no risco de ter seu consumo reduzido no futuro. À medida que esperam uma queda futura do consumo, a  $\mu_{t+1}$  se eleva, aumentando a aversão ao risco.

No caso de um indivíduo neutro ao risco,  $\mu_{t+1}$  é uma constante. Assim, a covariância de uma variável aleatória com uma constante é zero, e a equação (3.68) se torna:

$$E_t \left( \frac{F_t}{P_{t+1}} \right) = E_t \left( \frac{S_{t+1}}{P_{t+1}} \right) \quad (3.69)$$

Como anteriormente, para um indivíduo neutro ao risco a taxa futura não é um estimador não-viesado da taxa à vista real no futuro, porque há a necessidade de dividi-la pelo índice de preços no futuro.

Para ver mais claramente como a covariância é, fundamentalmente, relacionada com o risco, é necessário analisar os retornos especulativos nominais. Multiplicando ambos os lados de (3.66) por  $P_t$  e dividindo por  $S_t$ , obtém-se:

$$E_t \left[ \left( \mu_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \left( \frac{F_t - S_{t+1}}{S_t} \right) \right] = 0 \quad (3.70)$$

com  $\mu_{t+1}^m = \mu_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}}$ .

Visto que  $(1/P_t)$  é o poder de compra de uma unidade da moeda doméstica e  $U'(C_t)/P_t$  é a utilidade marginal da moeda, pode-se chamar  $\mu_{t+1}^m$  de taxa marginal de substituição intertemporal da moeda. Estabelecendo o preço de um



ativo nominal em moeda doméstica em um período de baixo risco como  $(1+i_t)^{-1} = -E_t(\mu_{t+1}^m)$ , ou seja, o risco da moeda, e utilizando a equação (3.68), sabendo que  $(F_t/S_t)$  é conhecido no tempo  $t$ , tratando-se portanto de uma constante, tem-se:

$$E_t\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{S_t}\right) = -(1+i)\text{cov}\left[\mu_{t+1}^m, \left(\frac{S_{t+1}}{S_t}\right)\right] \quad (3.71)$$

Isolando  $(F_t/S_t)$ , pode-se notar que a taxa futura não é um estimador não-viesado da taxa à vista no futuro.

$$E_t\left(\frac{F_t}{S_t}\right) = E_t\left(\frac{S_{t+1}}{S_t}\right) - (1+i)\text{cov}\left[\mu_{t+1}^m, \left(\frac{S_{t+1}}{S_t}\right)\right] \quad (3.72)$$

Suponha novamente que os indivíduos são neutros ao risco. Então,  $\mu_{t+1}^m = \beta(P_t/P_{t+1})$  e a covariância de (3.71) não é necessariamente zero, de modo que a taxa futura não é racionalmente a taxa à vista no futuro.

### 3.5. Desvio da Paridade Descoberta dos Juros em Função do Tamanho da Amostra

A presença de uma amostra pequena pode trazer conseqüências ao estimador de  $\beta_2$ , apresentado pela equação (3.54). Assumindo uma amostra pequena, tem-se o estimador  $\bar{\beta}_2$ , para pequenas amostras, representado pela equação (3.54'):

$$\bar{\beta}_2 = \frac{\overline{\text{cov}}(f_t - s_t, s_{t+1} - s_t)}{\overline{\sigma}^2 (f_t - s_t)} \quad (3.54')$$

Segundo Engel (1996), é possível determinar um desvio da paridade descoberta dos juros com base na inconsistência de  $\beta_2$ . Esse desvio seria dado por  $\bar{\beta}_3$ .

$$\bar{\beta}_3 = \frac{\overline{\text{cov}}(f_t - s_t, (s_{t+1}^e) - s_{t+1})}{\overline{\sigma}^2 (f_t - s_t)} \quad (3.73)$$

quando  $\beta_2$  é consistente,  $\bar{\beta}_3 = 0$ . Contudo,  $\bar{\beta}_3$  pode ser diferente de zero por vários motivos. As principais causas que levariam à ineficiência de  $\beta_2$  seriam provenientes do processo de aprendizagem e do “problema do peso”. Nesses casos, as informações dos agentes diferem das do econometrista, gerando erros de previsão sistemáticos e racionais,  $(s_{t+1}^e) - s_{t+1} = v_{t+1}$ . Diante dessa nova possibilidade de viés, tem-se, portanto, que  $\bar{\beta}_2 = 1 - \bar{\beta}_1 - \bar{\beta}_3$ .

Suponha que ocorra uma inovação no processo estocástico da taxa de câmbio, à vista, como, por exemplo, uma mudança na política monetária ou fiscal. Neste caso, haverá um período de tempo para que os agentes compreendam e interpretem as informações advindas da inovação. Durante esse período, as informações são reveladas gradualmente, de forma que os agentes determinam a taxa de câmbio esperada ponderando, com base nas informações do antigo regime ( $V$ ) e do novo regime ( $N$ ), havendo a possibilidade de covariância positiva entre o prêmio futuro  $(f_t - s_t)$  e  $[(s_{t+1}^e) - s_{t+1}]$ , como mostra a equação (3.74):

$$(s_{t+1}^e) = \kappa E_t(s_{t+1} / V) + (1 + \kappa)(s_{t+1}^e / N) \quad (3.74)$$

em que  $\kappa$  é a probabilidade da taxa de câmbio esperada dada pelo antigo regime  $V$ . É interessante ressaltar que a inovação é totalmente reconhecida pelo econometrista *ex-post*, mas não pelos agentes, durante o período de aprendizagem. Conforme o período da amostra pós-inovação aumenta, os agentes passam a formar suas expectativas da taxa de câmbio à vista com base apenas no

novo regime ( $N$ ), de forma que  $p \lim_{t \rightarrow \infty} \kappa_t = 0$ , ou seja, a covariância entre  $(f_t - s_t)$  e  $[(s_{t+1}^e) - s_{t+1}]$  tende a desaparecer<sup>18</sup>. Assumindo que o prêmio de risco é zero, tem-se:

$$s_{t+1} - (s_{t+1}^e) = v_{t+1} = [s_{t+1}^N - (s_{t+1}^e / N)] - \kappa_t [(s_{t+1}^e / V) - (s_{t+1}^e / N)] = v_{t+1}^N - \kappa_t \nabla s_{t+1} \quad (3.75)$$

sendo  $s_{t+1}^N$  é a taxa de câmbio à vista esperada dado o novo regime. À medida que o novo regime entra em vigor,  $\nabla s_{t+1}$  introduz um viés. Como dito anteriormente, à medida que  $t \rightarrow \infty$ , a probabilidade de a taxa de câmbio ser determinada pelo regime antigo tenderá a zero,  $\kappa_t \rightarrow 0$ , e as expectativas serão formadas apenas com base no novo regime, eliminando o viés proveniente de pequenas amostras.

No caso de os agentes possuírem mais informações do que os econométristas, tem-se o exemplo oposto, também conhecido como “problema do peso”. Um exemplo seria o fato de os agentes esperarem uma mudança não realizada, em um determinado período amostral. Admitindo que os agentes esperam um realinhamento, não realizado, na taxa de câmbio, têm-se como resultado valores elevados para a covariância entre  $(f_t - s_t)$  e  $[(s_{t+1}^e) - s_{t+1}]$ . O econométrista, entretanto, não tem conhecimento de que os agentes formaram essa expectativa de realinhamento e não a considera no modelo, gerando, portanto,  $\bar{\beta}_3$  positivo.

O viés, nesse caso, pode ser analisado de forma semelhante à do processo de aprendizagem, assumindo que a taxa de câmbio à vista no futuro é determinada com base em uma ponderação do valor esperado dado o antigo patamar da taxa e o valor esperado dada a possibilidade de mudança para um novo nível. À medida que o período da amostra cresce, o viés causado pela esperança equivocada de mudança de nível da taxa de câmbio tende a zero.

Segundo Mark (2001), o “problema do peso” foi originalmente estudado por Krasker (1980), que observou uma persistência no diferencial de juros em favor do México dada uma taxa de câmbio fixada pelo Banco Central desse país.

---

<sup>18</sup> Um teste para detectar se houve erros significativos na formação das expectativas é apresentado mais adiante, na seção 3.6.

Esperava-se que o Banco Central mexicano promovesse depreciações no câmbio, de modo que a taxa no período 2 ( $s_2$ ) fosse maior do que a taxa de câmbio no período 1 ( $s_1$ ), mas a política de *peg*<sup>19</sup> não seria completamente confiável.

Isso levou os agentes a trabalharem com a possibilidade de que a taxa de câmbio esperada para o período 2 fosse igual a  $s_2$  caso o *peg* ocorresse e de que a taxa de câmbio esperada para o período 2 fosse igual a  $s_1$  em caso contrário. Dessa forma, a taxa de câmbio esperada no futuro seria a média ponderada de  $s_1 + s_2$  (MARK, 2001).

Uma forma de eliminar esse tipo de viés seria, por exemplo, identificar períodos em que ocorreram mudanças de política ou eventos que possam ter afetado as expectativas dos agentes e regredir esses eventos, na forma de variáveis *dummies*, em função da taxa de câmbio. O resíduo dessa regressão seria a taxa de câmbio livre da influência desses acontecimentos. Pode-se, também, simplesmente, incluir essas variáveis na análise. No período analisado neste trabalho não ocorreram mudanças de política que pudessem afetar as expectativas dos agentes de forma significativa. Contudo, o governo valeu-se de intervenções no mercado de câmbio, via mercado, capazes de afetar essas expectativas. Assim, foi utilizado um índice de intervenção, desenvolvido por Weymark (1992, citado por WEYMARK, 1995), que será incluído na análise, com o intuito de eliminar essa forma de viés e captar a influência das intervenções governamentais na formação da taxa de câmbio de equilíbrio. O índice de pressão do mercado cambial e o índice de intervenção são especificados a seguir.

### 3.5.1 Índices de Pressão e de Intervenção do Mercado de Câmbio

De acordo com Weymark (1995), para gerar um índice de intervenção no mercado de câmbio são necessárias algumas informações, como, por exemplo, a elasticidade da taxa de juros da demanda por moeda. Dessa forma, inicialmente será apresentado um modelo de uma pequena economia aberta. O objetivo desse

---

<sup>19</sup> A política de *peg* se refere às desvalorizações da moeda nacional. Os ajustes feitos na taxa de câmbio pela política de *peg* têm como intuito ajustes no Balanço de Pagamentos, a manutenção de uma taxa de câmbio real, entre outras (GAROFALO FILHO, 2005).

modelo é captar de forma simples as características da economia brasileira, necessárias para a análise que se segue. O modelo é representado pelo conjunto de equações (3.76) – (3.80).

$$m_t^d = p_t + b_1 y_t - b_2 i_t + v_t \quad (3.76)$$

$$p_t = a_0 + a_1 p_t^* + a_2 s_t + u_t \quad (3.77)$$

$$i_t = i_t^* + [E(s_{t+1}/t) - s_t] \quad (3.78)$$

$$m_t^s = m_{t-1}^s + \Delta d_t + \Delta r_t \quad (3.79)$$

$$\Delta r_t = -\bar{\rho}_t \Delta s_t \quad (3.80)$$

A equação (3.76) representa a demanda por moeda ( $m_t^d$ ), que depende positivamente da produção ( $y_t$ ) e negativamente da taxa de juros interna ( $i_t$ ). Na equação (3.77), o nível de preços internos ( $p_t$ ) é relacionado ao nível de preços externos ( $p_t^*$ ) e à taxa de câmbio ( $s_t$ ). A Paridade do Poder de Compra (PPC) não é imposta, admitindo que desvios da PPC possam vir a ocorrer, de forma que mudanças nos preços externos e na taxa de câmbio possam gerar efeitos diferentes e significativos no nível de preços internos. As perturbações estocásticas são representadas por  $v_t$  e  $u_t$ .

A pressuposição de que os ativos domésticos e estrangeiros são comercializados livremente e são substitutos perfeitos é representada pela equação (3.78), que indica que a taxa de juros interna é equivalente à soma da taxa de juros externa ( $i_t^*$ ) e da depreciação esperada da moeda  $\{[E(s_{t+1}/t) - s_t]\}$ . A equação (3.78) se refere à paridade descoberta dos juros (PDJ). A equação (3.79) determina que a oferta de moeda ( $m_t^s$ ) equivale à soma do estoque de moeda ( $m_{t-1}^s$ ) mais a variação no crédito doméstico ( $\Delta d_t$ ) e a variação nas reservas cambiais estrangeiras ( $\Delta r_t$ )<sup>20</sup>.

---

<sup>20</sup>  $\Delta d_t = [(h_t D_t - h_{t-1} D_{t-1}) / M_{t-1}]$ , em que  $h_t$  é o multiplicador monetário no período  $t$ ;  $D_t$  é o estoque de crédito doméstico; e  $M_{t-1}$  é o estoque monetário herdado no período  $t$ .  $\Delta r_t = [(h_t R_t - h_{t-1} R_{t-1}) / M_{t-1}]$ , sendo  $R_t$  o estoque de reservas cambiais estrangeiras no período  $t$ .

Segundo Lima (2003), a equação (3.80) estabelece que variações nas reservas cambiais estrangeiras acontecem devido a reações das autoridades de política monetária como respostas a mudanças simultâneas na taxa de câmbio. O coeficiente  $\bar{\rho}_t$  expressa, de certa forma, a conduta que as autoridades monetárias adotam em relação ao mercado de câmbio, ou seja, a resposta, no tempo, das autoridades monetárias. Assumindo que  $\bar{\rho}_t = 0$ , não há interferência das autoridades monetárias no mercado de câmbio, que é livre para determinar a taxa de equilíbrio. Caso  $\bar{\rho}_t = \infty$ , uma variação na taxa de câmbio é perfeitamente compensada por mudanças nas reservas, de forma que o sistema de câmbio é fixo. Admitindo que  $0 < \bar{\rho}_t < \infty$ , pode-se dizer que é utilizado algum tipo de sistema intermediário no mercado de câmbio. Valores negativos de  $\bar{\rho}_t$  são associados com atividades intervencionistas que geram mudanças na taxa de câmbio de sinal oposto ou de mesmo sinal maiores do que as variações que ocorreriam no caso de flutuação pura. Os valores negativos poderiam ocorrer no caso de os controladores da política cambial optarem por uma postura agressiva, como uma grande desvalorização quando os agentes de mercado gerariam uma apreciação. Todas as variáveis se apresentam na forma de logaritmo.

Substituindo as equações (3.77) e (3.78) na equação (3.76), pode-se determinar a demanda por moeda como:

$$m_t^d = a_0 + a_1 p_t^* + (a_2 + b_2) s_t + b_1 y_t - b_2 i_t^* - b_2 E(s_{t+1}/t) + v_t + u_t \quad (3.81)$$

De acordo com Weymark (1995), assumindo o equilíbrio no mercado monetário, de modo que  $m_t^d = m_t^s = m_t$  para todo  $t$  e valendo-se das equações (3.79), (3.80) e (3.81), pode-se expressar o equilíbrio no mercado monetário na forma de desvio, em que:

$$\Delta d_t - \bar{\rho}_t \Delta s_t = a_1 \Delta p_t^* + (a_2 + b_2) \Delta s_t + b_1 \Delta y_t - b_2 \Delta i_t^* - b_2 \Delta E(s_{t+1}/t) + w_t \quad (3.82)$$

A equação (3.82) mostra qual deve ser a magnitude da variação necessária na taxa de câmbio para restaurar o equilíbrio no mercado monetário, devido aos distúrbios exógenos, dependendo da escolha de  $\bar{\rho}_t$  pelas autoridades de política monetária. Os possíveis distúrbios exógenos nesse modelo são: mudanças no nível de preços externos ( $\Delta p_t^*$ ); mudanças no nível de produto doméstico ( $\Delta y_t$ ); mudança no nível da taxa de juros externa ( $\Delta i_t^*$ ); mudanças no crédito doméstico ( $\Delta d_t$ ); e, por fim, mudanças nos termos de perturbação ( $w_t = v_t + u_t$ ).

A mudança no valor da taxa de câmbio em uma economia aberta é dada por:

$$\Delta s_t = \left( \frac{1}{\beta_t} \right) [X_t - b_2 \Delta E(s_{t+1}/t)] \quad (3.83)$$

em que:

$$\beta_t = - \left( \bar{\rho}_t + a_2 + b_2 \right) \text{ e } X_t = a_1 \Delta p_t^* + b_1 \Delta y_t - b_2 \Delta i_t^* - \Delta d_t + w_t$$

O termo em colchetes, na equação (3.83), expressa o excesso de demanda por moeda que é gerado pela combinação de distúrbios exógenos, ocorridos no período  $t$ , e pelas expectativas dos agentes sobre a mudança na taxa de câmbio. A equação (3.83) indica que as autoridades de política monetária escolhem  $\bar{\rho}_t$  e juntamente com os parâmetros  $a_2$  e  $b_2$  determinam a magnitude da variação na taxa de câmbio de equilíbrio.

Quando  $\bar{\rho}_t = \infty$ ,  $\beta_t = -\infty$  e  $\Delta s_t = 0$ , significa que as autoridades monetárias optaram por manter a taxa de câmbio fixa, valendo-se de intervenções diretas e/ou indiretas. Se a opção for pela não-intervenção no mercado de câmbio, tem-se que  $\bar{\rho}_t = 0$ ,  $\beta_t = -(a_2 + b_2)$ , e todo excesso de demanda por moeda doméstica é eliminado pelas forças do mercado, de modo que  $\Delta r_t = -\bar{\rho}_t \Delta s_t = 0$  (WEYMARK, 1995).

Assumindo que  $-(a_2 + b_2) < \bar{\rho}_t < 0$ ,  $\Delta s_t$  possui o mesmo sinal; contudo, a mudança na taxa de câmbio é maior do que a que teria ocorrido caso o mercado não tivesse sofrido qualquer tipo de intervenção. Para valores de  $\bar{\rho}_t < -(a_2 + b_2)$ , a variação na taxa de câmbio observada e a mudança que teria ocorrido nesta taxa caso não ocorresse intervenção teriam sinais opostos.

### 3.5.2. Pressão no Mercado de Câmbio

A definição de pressão no mercado de câmbio é relativamente imprecisa. Segundo Moreira et. al. (2004), seria exercida uma pressão no mercado de câmbio quando ocorressem grandes e infreqüentes desvalorizações na moeda brasileira, em determinados pontos do tempo. Outra caracterização sugere que se incluam na definição de pressão do mercado de câmbio ataques especulativos que não resultaram na desvalorização da moeda. Nesse caso, o aumento da taxa de juros ou a redução de divisas garantiriam a estabilidade da taxa de câmbio.

Soares et al. (2006) e Moreira et al. (2004) utilizam um índice de pressão que pondera as variações na taxa de câmbio, as reservas cambiais e a taxa de juros para determinar possíveis ataques especulativos à moeda nacional<sup>21</sup>. Estimado o índice, as pressões no mercado de câmbio são caracterizadas por valores acima de dois desvios-padrões. Valores que ultrapassem dois desvios-padrões assumem valor 1, e os que ficarem dentro do intervalo assumem valor zero. Os valores do índice apenas serviriam para detectar um período de pressão, mas não determinariam a grandeza dessa pressão.

Segundo Weymark (1995), sistemas de câmbio intermediários geram variações simultâneas na taxa de câmbio e nas reservas estrangeiras. Entretanto, não haveria um método aceitável que combinasse as mudanças observadas nas

---

<sup>21</sup> O índice é medido como:  $I = \frac{\Delta s}{s} - \frac{\sigma_s}{\sigma_{RI}} * \frac{\Delta RI}{RI} + \frac{\sigma_s}{\sigma_i} * \Delta i$ , em que;  $s$ ,  $\Delta s$  e  $\sigma_s$  são, respectivamente, a taxa de câmbio, a variação no câmbio e o desvio-padrão da taxa de câmbio;  $RI$  são as reservas internacionais, sendo  $\Delta RI$  e  $\sigma_{RI}$  as variações nas reservas internacionais e o desvio-padrão das reservas; e, respectivamente,  $\Delta i$  e  $\sigma_i$  são a variação na taxa de juros e seu respectivo desvio-padrão. Os autores esclarecem que o diferencial dos juros também pode ser utilizado, embora tenham encontrado resultados semelhantes em ambos os casos.



variáveis em uma estatística resumida utilizada para análise política. Essa autora propõe, então, uma definição de pressão sobre o mercado de câmbio que poderia ser utilizada por qualquer modelo de economia a ser elaborado pelos pesquisadores. A pressão no mercado de câmbio mede o excesso total de demanda de moeda corrente em mercados internacionais, como a mudança de taxa de câmbio que teria sido exigida para remover este excesso de demanda na ausência de intervenção nesse mercado, dadas as expectativas geradas pelas políticas cambiais que foram implementadas.

A partir dessa definição, fica evidente que a pressão no mercado de câmbio só pode ser observada diretamente e sem computação adicional quando se permite que a moeda corrente flutue livremente. Não sendo esse o caso, tem-se que  $\bar{\rho}_t \neq 0$ . Assim, a magnitude da pressão no mercado cambial terá de ser imputada a partir de mudanças observadas na taxa de câmbio, mudanças em reservas internacionais e (quando apropriado) mudanças no crédito doméstico. Deve-se, portanto, ponderar as mudanças observadas nas reservas cambiais estrangeiras e no crédito doméstico, convertendo-os em unidades equivalentes de taxa de câmbio, combinado em seguida com as variações observadas na taxa de câmbio, gerando, por fim, uma estatística composta resumida.

A pressão gerada no mercado de câmbio pode ser dada da seguinte forma:

$$EMP_t = \Delta s_t + \eta \Delta r_t \quad (3.84)$$

A equação (3.84) pode ser retirada da equação (3.83). Considerando que  $\Delta r_t = -\bar{\rho}_t \Delta s_t$ , pode-se escrever a equação (3.83) como:

$$\Delta e_t = \frac{[X_t - b_2 \Delta E(s_{t+1}/t) + \Delta r_t]}{(a_2 + b_2)} \quad (3.85)$$

A elasticidade  $\eta = -\partial \Delta s_t / \partial \Delta r_t$  converte variações observadas nas reservas cambiais em unidades equivalentes de taxa de câmbio. A variação esperada da taxa de câmbio deve ser mantida constante para que essa conversão seja feita de

forma correta, sem alterar a magnitude do excesso de demanda, associado aos componentes exógenos de  $X_t$ , e a política cambial adotada pelas autoridades monetárias no período  $t$ . Admitindo que  $X_t$  é independente de  $\Delta r_t$  e que a variação esperada na taxa de câmbio é mantida constante, a elasticidade consistente com o modelo especificado para uma pequena economia aberta, dada pela equação (3.84), é  $\eta = -\partial \Delta s_t / \partial \Delta r_t = -(a_2 + b_2)^{-1}$ . Percebe-se que os valores calculados para a pressão no mercado de câmbio não são independentes do modelo adotado para a economia em questão.

A equação (3.84) é desenvolvida com base na hipótese de intervenção não-esterilizada, por parte do Bacen. Contudo, Weymark (1995) mostra que, mesmo se tratando de intervenções esterilizadas<sup>22</sup>, a equação (3.84) continua válida.

Dessa forma, a pressão no mercado de câmbio mediria o excesso de demanda por moeda associado com a política cambial atualmente implementada pela autoridade monetária, em um dado período de tempo, em termos de unidades equivalentes de taxa de câmbio. Os valores encontrados para a pressão no mercado de câmbio medem, na verdade, a mudança na taxa de câmbio que teria ocorrido se as autoridades monetárias tivessem, inesperadamente, deixado de intervir no mercado de câmbio. Visto dessa forma, a pressão é tida melhor como uma medida de equilíbrio externo, auxiliando, também, na identificação de ataques especulativos.

### 3.5.3. Índice de Intervenção no Mercado de Câmbio

Valendo-se da medida de pressão no mercado cambial, discutida na seção 3.5.2, Weymark (1992, citado por WEYMARK, 1995) propôs um índice capaz de medir o grau de intervenção das autoridades de política monetária no mercado de câmbio. O índice de intervenção de Weymark capaz de medir intervenções

---

<sup>22</sup> A intervenção esterilizada é caracterizada quando os Bancos Centrais realizam transações iguais em ativos domésticos e estrangeiros, com o intuito de anular o impacto das operações de câmbio sobre a oferta de moeda doméstica (Krugman e Obstfeld, 2005).

diretas<sup>23</sup> seria uma proporção da medida de pressão no mercado de câmbio, sendo representado por:

$$\omega_t = \frac{\eta \Delta r_t}{EMP_t} = \frac{\Delta r_t}{(1/\eta) \Delta s_t + \Delta r_t} \quad (3.86)$$

O índice de intervenção  $\omega_t$ , segundo Weymark (1995), apresenta algumas vantagens em relação a outros índices, como, por exemplo, o índice de flutuação gerenciada, proposto por Frenkel (1980, citado por WEYMARK 1995). O índice  $\omega_t$  apresenta a vantagem de se poder trabalhar apenas com valores que podem ser diretamente observados. Além disso,  $\omega_t$  pode ser aplicado a qualquer tipo de modelo econômico.

Quando as autoridades monetárias permitem a livre flutuação do câmbio,  $\Delta r_t = 0$  e, conseqüentemente,  $\omega_t = 0$ . No caso da utilização de alguma intervenção direta no mercado de câmbio, visando manter a taxa de câmbio fixa,  $\Delta s_t = 0$  e  $\omega_t = 1$ . Sistemas intermediários caracterizam  $\omega_t$  no intervalo entre 0 e 1. Admite-se, também, a possibilidade de encontrar valores para  $\omega_t$  fora do intervalo [0,1]. Valores negativos para  $\omega_t$  podem ocorrer quando as autoridades monetárias depreciam (apreciam) rápida e consideravelmente a moeda doméstica em relação ao seu valor caso vigorasse uma flutuação pura. Nesse caso, é gerado, de forma exógena, um excesso de demanda por moeda doméstica ( $EDM_t$ ) negativa (positiva). As intervenções intensificariam a depreciação (apreciação) gerada pelas forças de mercado.

Quando se admite que  $\omega_t > 1$ , a taxa de câmbio observada se move na direção oposta da que teria ocorrido na ausência das intervenções. Nesse caso, as autoridades monetárias depreciariam (apreciariam) a moeda doméstica mais do que teria ocorrido no caso de flutuação pura, gerando, exogenamente, um excesso de demanda por moeda doméstica positiva (negativa). Em termos de

---

<sup>23</sup> No caso da aplicação de intervenções diretas e indiretas, Weymark (1992, citado por WEYMARK, 1995) mostra que a equação (3.86) pode ser facilmente remodelada, de forma que o índice seja dado por:  $\omega(\lambda)_t = (\Delta r_t) / [\Delta s_t + \eta(\Delta r_t + \lambda \Delta d_t)]$ , em que  $\lambda$  mede a proporção da variação observada no crédito doméstico associada com a intervenção, dada de forma indireta, no mercado cambial.

reservas cambiais,  $\omega_t > 1$  implica que as práticas de intervenção levam a  $\Delta r_t > EDM_t$  quando  $EDM_t > 0$  e  $\Delta r_t < EDM_t$  quando  $EDM_t < 0$ .

O índice tratado nesta seção refere-se à taxa de câmbio bilateral real/dólar. Contudo, Weymark (1995) apresenta um índice de intervenção capaz de trabalhar com taxas multilaterais. Para isso, basta utilizar uma taxa de câmbio efetiva, que seria também apresentada na função de reação (equação (3.80)) das autoridades monetárias.

### 3.6. Desvio da Hipótese de Expectativas Racionais e Viés na Paridade Descoberta dos Juros

Outra fonte de desvio da paridade descoberta dos juros, de acordo com Engel (1996), e que faz com que  $\bar{\beta}_2$  se afaste de 1, seria a ocorrência de desvios da hipótese de expectativas racionais. Definindo  $(s_{t+1}^m)$  como a expectativa do mercado para a taxa de câmbio à vista no período  $t+1$ , haveria um erro de expectativas caso  $(s_{t+1}^m) \neq (s_{t+1}^e)$ , representado por  $\eta_{t+1} = (s_{t+1}^m) - (s_{t+1}^e)$ , definindo o desvio das expectativas racionais. Pode-se, então, determinar um coeficiente  $\bar{\beta}_4$  gerado por expectativas irracionais, de modo que  $\bar{\beta}_2 = 1 - \bar{\beta}_1 - \bar{\beta}_3 - \bar{\beta}_4$ .

$$\bar{\beta}_4 = \frac{\overline{\text{cov}}[f_t - s_t, (s_{t+1}^m) - (s_{t+1}^e)]}{\bar{\sigma}^2 (f_t - s_t)} \quad (3.87)$$

O teste mais poderoso para determinar se o viés no mercado de câmbio é causado por um erro de expectativas e desvios de expectativas racionais é feito analisando se os investidores dão mais importância à taxa de câmbio contemporânea do que às variáveis que formam seu conjunto informacional.

$$\Delta(s_{t+1}^e) - \Delta s_{t+1} = \alpha + \lambda \Delta(s_{t+1}^e) + q_{t+1} \quad (3.88)$$

Para ficar mais claro, recordando da seção 3.4,  $\Delta(s_{t+1}^e) = \Delta\left(\frac{-e}{s_{t+1}}\right) + q_t$ , em que  $\Delta\left(\frac{-e}{s_{t+1}}\right)$  é a verdadeira depreciação esperada da taxa de câmbio. O termo de erro  $q_{t+1}$  é *iid* e  $E\left(q_t / \Delta\left(\frac{-e}{s_{t+1}}\right)\right) = 0$ . A mudança atual da taxa de câmbio à vista pode ser expressa como a soma da verdadeira expectativa da taxa de câmbio mais um termo de erro que representa os erros nas expectativas racionais,  $v_{t+1}$ , especificado na seção 3.5.

$$\Delta s_{t+1} = \Delta\left(\frac{-e}{s_{t+1}}\right) + v_{t+1} \quad (3.89)$$

Diante disso, pode-se dizer que o coeficiente  $\lambda$  converge em probabilidade para:

$$\lambda = \frac{\text{var}(u_t) - \text{cov}\left(v_{t+1}, \Delta\left(\frac{-e}{s_{t+1}}\right)\right)}{\text{var}(u_t) + \text{var}\left(\Delta\left(\frac{-e}{s_{t+1}}\right)\right)} \quad (3.90)$$

Além de testar a hipótese de ocorrência de erros de expectativas racionais significativos, mesmo o agente agindo de forma racional, o teste também verifica possíveis desvios de expectativas racionais, ou seja, se as expectativas são formadas por um processo diferente do comportamento racional.

Segundo Frankel e Froot (1989), a equação (3.88) é denominada teste de especulação “excessiva”. A hipótese nula do teste é de que  $\alpha = 0$  e  $\lambda = 0$ , o que equivale à hipótese de que as expectativas são formadas racionalmente, não ocorrendo erros nelas. A rejeição da hipótese nula indicaria que os indivíduos dariam maior peso às variações da taxa de câmbio à vista do que às variáveis consideradas importantes para indicar os movimentos futuros do câmbio. Um problema nesse teste é que podem ocorrer erros de medida aleatórios, visto que a

depreciação esperada também aparece do lado direito da equação (3.88), gerando erros de medida nas estimativas de  $\lambda$ .

Outro teste capaz de detectar desvio de expectativas racionais e que não apresentaria erros de medida relaciona os erros de expectativa ( $\Delta E_t(s_{t+1}) - \Delta s_{t+1} = v_{t+1}$ ) com o prêmio futuro ( $f_t - s_t$ ). O teste é dado pela equação (3.91) (FRANKEL; FROOT, 1989).

$$\Delta(s_{t+1}^e) - \Delta s_{t+1} = \alpha + \lambda(f_t - s_t) + q_{t+1} \quad (3.91)$$

A hipótese nula continua sendo de que as expectativas são racionais, ou seja,  $\alpha = 0$  e  $\lambda = 0$ . A troca da depreciação esperada pelo prêmio futuro se deve principalmente à elevada correlação entre as variáveis. Ademais, o prêmio futuro está livre de erros de medidas, sendo, portanto, uma excelente escolha pra variável de controle.

Chirity et al. (2006) verificaram se ocorreram erros sistemáticos, devido a desvios na hipótese de expectativas racionais, na previsão da taxa de câmbio para o Brasil no período de abril de 1995 a dezembro de 1998. Os resultados não deram suporte para rejeitar a hipótese de expectativas racionais. Dessa forma, esses autores concluíram que o viés de previsão se deve ao prêmio de risco e que os agentes não cometeriam erros sistemáticos de previsão.

## 4. METODOLOGIA

No modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, apresentado na seção anterior, fica claro que ela não poderia ser obtida utilizando um modelo de uma única equação, em que as relações de causa e efeito têm apenas uma única direção. É preciso analisar a determinação da taxa de câmbio levando em consideração seus efeitos sobre os juros internos e políticas adotadas pelas autoridades monetárias.

Nesse sentido, optou-se por utilizar modelos de equações múltiplas, na tentativa de captar a simultaneidade entre taxa de câmbio, taxa de juros, medidas de políticas monetárias, etc.

### 4.1. Modelos Estimados

O primeiro modelo<sup>24</sup> a ser estimado considera as relações simultâneas do mercado monetário, do mercado real e do saldo das exportações líquidas com taxa de câmbio, desconsiderando o risco cambial e medidas de política monetária para controle da taxa de câmbio.

---

<sup>24</sup> Os modelos apresentados nesta seção são baseados nos modelos monetários expostos no capítulo 3.

$$(s_{t+1} - s_t) = \beta_1(i_t - i_t^*) + u_{1t} \quad (4.1)$$

$$m_t^d = (m_t - p_t) = \alpha_0 + \alpha_1 i_t + \alpha_2 y_t + u_{2t} \quad (4.2)$$

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 i_t + \gamma_2 Z_t + \gamma_3 y_{t-1} + \gamma_4 G_t + u_{3t} \quad (4.3)$$

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 s_t + \phi_2 p_t + \phi_3 p_t^* + \phi_4 y_t + \phi_5 y_t^* + u_{4t} \quad (4.4)$$

$$p_t = \delta_0 + \delta_1 s_t + \delta_2 p_t^* + u_{5t} \quad (4.5)$$

$$i_t - i_t^* \equiv (f_t - s_t) \quad (4.6)$$

$$m_t^s \equiv m_{t-1} + \Delta r_t + \Delta d_t \quad (4.7)$$

$$m_t^d = m_t^s = m_t \quad (4.8)$$

As variáveis endógenas, ou seja, aquelas determinadas dentro do modelo, são: a taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ); a taxa futura de câmbio ( $f_t$ ); a taxa interna de juros ( $i_t$ ); a renda real ( $y_t$ ); as exportações líquidas ( $Z_t$ ), que é o saldo das exportações menos as importações; a demanda real de moeda ( $m_t^d$ ) e a oferta de moeda ( $m_t^s$ ); e o nível interno dos preços ( $p_t$ ).

A taxa de juros internacional,  $i_t^*$ , a variação das reservas,  $\Delta r_t$ , a variação do crédito doméstico,  $\Delta d_t$ , os preços externos,  $p_t^*$ , os gastos do governo,  $G_t$ , e a renda externa ( $y_t^*$ ) são as variáveis exógenas, uma vez que são tidas como dadas. A renda defasada em um período,  $y_{t-1}$ , a taxa de câmbio,  $s_{t-1}$ , também defasada de um período, e a quantidade de moeda de equilíbrio defasada, ( $m_{t-1}$ ), são variáveis predeterminadas, visto que podem ser consideradas como dadas pelo fato de serem conhecidas no período  $t$  e, portanto, exógenas. Os  $\beta$ 's,  $\alpha$ 's,  $\gamma$ 's  $\delta$ 's e  $\phi$ 's são parâmetros a serem estimados.

É interessante fazer uma observação sobre as equações do sistema. Em modelos de equações simultâneas podem existir equações que determinam relações comportamentais, ou seja, apresentam as relações de causa e efeito entre as variáveis, como as equações (4.1)-(4.5); equações de identidade, que são meras identidades contábeis, como a equação (4.6)-(4.7); e equações de equilíbrio, representando uma determinada condição de equilíbrio em um dado mercado, como a equação (4.8).



A equação (4.1) corresponde à paridade descoberta dos juros. O diferencial da taxa de juros é substituído pelo prêmio futuro, devido à pressuposição representada pela equação (4.6), que considera que a paridade coberta dos juros vigora. Espera-se que a variação futura da taxa de câmbio seja positivamente relacionada com o prêmio futuro (como no capítulo 3, seção 3.4), o que equivale a dizer que  $\beta_1 > 0$ . Se o valor de  $\beta_1 = 1$ , pode-se afirmar que o mercado de câmbio no Brasil é eficiente, visto que o câmbio futuro é um previsor não-viesado do câmbio à vista. Além disso, pode-se até assumir, segundo Miguel (2001), que o mercado de capitais é totalmente livre. Valores de  $\beta_1 \neq 1$ , na equação (4.1), poderiam indicar a presença de prêmio de risco cambial, desvios e/ou erros de expectativas racionais e, conseqüentemente, ineficiência no mercado de capitais.

A equação (4.2) representa a demanda real de moeda. Espera-se que, dado um aumento na renda real, haja um deslocamento positivo da demanda por moeda, provocando uma elevação na taxa de juros para equilibrar esse mercado. Relação inversa é esperada quando se eleva a oferta real de moeda, mantendo tudo mais constante. Esse aumento exigirá uma queda dos juros para manter o mercado em equilíbrio.

O equilíbrio no mercado de bens é representado pela equação (4.3). Espera-se uma relação negativa entre a taxa de juros e a renda real e positiva entre a renda real e o saldo das exportações líquidas, a renda defasada e os gastos do governo. Elevações na taxa de juros desestimulam o investimento e o consumo, reduzindo o nível de renda real. Um crescimento considerável da renda tende a gerar efeitos positivos que venham a contribuir para o crescimento da renda no futuro próximo. A relação entre a renda real e as exportações líquidas tende a ser positiva, visto que, tudo mais constante, um aumento das exportações líquidas eleva a demanda agregada, aumentando, na seqüência, a renda. O mesmo pode ser dito sobre os gastos do governo.

A equação (4.4) relaciona o saldo das exportações líquidas à taxa de câmbio à vista, à renda real, à renda externa e aos preços internos e externos. Tudo mais constante, é esperado que uma variação positiva no câmbio eleve o saldo das exportações líquidas, uma vez que os preços dos bens exportados

tendem a cair, enquanto os dos bens importados tendem a subir, motivando a demanda por exportações dos bens brasileiros e desmotivando a demanda de importação brasileira. Um aumento na renda real tenderia a reduzir o saldo das exportações líquidas, e isso faria com que a demanda por bens importados aumentasse, assim como a demanda interna por bens que o país antes destinava para exportação. A renda externa afetaria positivamente o saldo das exportações líquidas. É conveniente salientar que a equação (4.4) foi introduzida com o intuito de fortificar a relação do setor real da economia com a taxa de câmbio, além de inserir os efeitos do comércio de tangíveis sobre a determinação do câmbio e vice-versa.

A equação (4.5) representa a PPC. Contudo, admitem-se desvios da PPC, visto que podem ser encontrados valores diferentes da unidade para  $\delta_1$  e  $\delta_2$  e valores diferentes de zero para  $\delta_0$ . A confirmação de que a PPC vigora é dada por  $\delta_1 = \delta_2 = 1$  e  $\delta_0 = 0$ . A equação (4.7) destaca a oferta de moeda como sendo a soma do estoque de moeda no período anterior,  $m_{t-1}$ , mais a soma da variação nas reservas e do crédito doméstico.

Uma vez estimado o modelo que compreende as equações (4.1) a (4.8), ao se comprovar que  $\beta_1 \neq 1$  e detectar o viés de prêmio de risco ou de desvios e/ou erros de expectativas racionais, o modelo será novamente estimado, inserindo as variáveis que representarão o prêmio de risco ou desvios e/ou erros de expectativas, buscando, com isso, eliminar esses vieses. A equação (4.1) tomaria, então, as formas a seguir.

No segundo modelo é acrescentada uma variável denominada “índice de intervenção no mercado de câmbio” ( $Int_t$ ). O objetivo do acréscimo dessa variável é eliminar o possível viés de erros e/ou desvios das expectativas racionais gerado pelas intervenções do governo no mercado de câmbio e possíveis mudanças de rumo na política econômica. Esse modelo compreende as equações (4.1) – (4.8), porém a equação (4.1) é modificada, sendo apresentada como a equação (4.1’).

$$(s_{t+1} - s_t) = \beta_0 + \beta_1(f_t - s_t) + \beta_2 Int_t + u_{1t} \quad (4.1')$$

O terceiro modelo considera a estimação contendo a existência de um prêmio de risco cambial, exigido pelo mercado, pelo simples fato de os ativos em dólares não serem substitutos perfeitos dos ativos em reais. Assim, o modelo que compreende as equações (4.1) - (4.8) assume que o prêmio futuro compreende duas parcelas: a variação futura da taxa de câmbio à vista,  $(s_{t+1} - s_t)$ , mais o prêmio pelo risco cambial,  $\rho_t$ . Nesse modelo, a equação (4.1) é substituída pela equação (4.1'').

$$(s_{t+1} - s_t) = \beta_1(f_t - s_t) - \beta_2\rho_t + u_{1t} \quad (4.1'')$$

Caso seja detectada a presença do prêmio de risco cambial, será construída uma série para o período estudado, como em Garcia e Olivares (1999), partindo do princípio de que o risco cambial é uma variável não observada. Para isso, será utilizada a metodologia do Filtro de Kalman, especificada na seção 4.3 deste capítulo. Segundo Heck e Garcia (2005), o prêmio de risco cambial poderia ser determinado subtraindo do prêmio futuro a depreciação futura da taxa de câmbio, mas, nesse caso, seria acrescentado ao prêmio de risco cambial um termo de erro aleatório.

O quarto modelo compreende as equações (4.1) a (4.8) (ou as equações (4.1') e (4.1'')), mais a equação (4.9). À exceção da equação (4.9), todas as demais foram apresentadas anteriormente. Esta equação incorpora a reação das autoridades de política monetária diante de flutuações na taxa de câmbio:

$$(i_t - i_t^*) = \lambda_1(s_{t+1} - s_t)_{t-1} + \lambda_2(i_{t-1} - i_{t-1}^*) \quad (4.9)$$

Além da ausência do prêmio de risco e de desvios e erros de expectativas, uma possível verificação de ineficiência do mercado de câmbio pode ser devido aos formadores de expectativa ignorarem o viés de simultaneidade entre a taxa de câmbio e as reações das autoridades monetárias. Segundo Ferrari Filho e Paula (2006) e Herman (2006), as autoridades de política monetária preferem uma variação maior na taxa de juros do que na taxa de câmbio, e um dos instrumentos

de curto prazo para reduzir a flutuação do câmbio é a taxa de juros, ou o diferencial entre a taxa de juros nacional e a externa. Assim, os formadores de política monetária determinarão o diferencial dos juros com base nos movimentos do câmbio, representado pela variação da taxa de câmbio,  $(s_{t+1} - s_t)_{t-1}$ , mas procuram suavizar o aumento ou a queda dos juros, guardando a impressão dos juros, tendo como base o passado recente, representado pelo diferencial dos juros defasado de um período,  $(i_{t-1} - i_{t-1}^*)$ . Assim, espera-se que  $\lambda_1 > 0$ , de acordo com a paridade descoberta dos juros, e que  $0 < \lambda_2 < 1$ .

Embora apresentada anteriormente, não haverá a necessidade de se acrescentar a equação (4.9) ao modelo. Isso se explica pelo fato de que foi utilizada a metodologia de equações simultâneas, que já capta e elimina o viés de simultaneidade, caso exista, entre a taxa interna de juros e a taxa de câmbio.

#### 4.2. Método de Equações Simultâneas<sup>25</sup>

A necessidade de se valer da metodologia de equações simultâneas deve-se ao fato de que as variáveis endógenas dos modelos, especificadas anteriormente, apresentariam uma relação de simultaneidade. Como exemplo, pode-se utilizar o modelo que compreende as equações (4.1) a (4.8). Nesse caso, percebe-se que a taxa de juros determina a taxa de câmbio, que ao mesmo tempo determina a taxa de juros, ou seja, tem-se a depreciação esperada da taxa de câmbio em função de uma variável endógena, que é o prêmio futuro do mercado cambial, que por sua vez depende de outra variável endógena: a taxa de juros doméstica.

Essa simultaneidade gera um viés, proveniente da regressão de variáveis endógenas em função de outras variáveis endógenas que são consideradas fixas, impossibilitando a utilização dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), visto que esse viés torna o estimador tendencioso e inconsistente<sup>26</sup>. Diante desse problema, devem-se utilizar outros métodos de estimação que

<sup>25</sup> O detalhamento da metodologia de equações simultâneas, assim como o método de MQ2E e os testes necessários à sua estimação, são apresentados no Apêndice A.

<sup>26</sup> A demonstração da tendenciosidade e da inconsistência dos estimadores de MQO na presença de viés de simultaneidade pode ser observada em Suganuma (2000) e em Pindyck e Rubinfeld (2004).

trabalhem o viés de simultaneidade, a fim de apresentar estimadores não viesados, consistentes e eficientes.

Os modelos de equações simultâneas podem ser estimados levando em consideração dois métodos. O primeiro corresponde à estimação de cada equação do modelo separadamente. Dentro dessa linha encontram-se o método de mínimos quadrados indiretos, o método das variáveis instrumentais, o método dos estimadores de classe  $k$ , o método de máxima verossimilhança com informação limitada e o método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). Cada um desses métodos apresenta deficiências e vantagens específicas. Pindyck e Rubinfeld (2004) deixam claro que não há grandes diferenças em termos de resultados de simulação e previsão entre esses métodos. Dessa forma, este trabalho utilizou o MQ2E, como forma de representar essa classe de métodos de estimação de equações simultâneas.

O MQ2E consiste em dois passos. Inicialmente, estimam-se os parâmetros da forma reduzida. A forma reduzida consiste em regredir separadamente cada variável endógena em relação às variáveis exógenas e predeterminadas do modelo. Admitindo-se o modelo de equações (4.1) a (4.5), seriam feitas regressões de cada variável endógena,  $(s_{t+1} - s_t)$ ,  $(f_t - s_t)$ ,  $i_t$ ,  $y_t$ ,  $Z_t$  e  $m_t$ , em função de todas (ou algumas) as variáveis exógenas e predeterminadas,  $y_t^*$ ,  $i_t^*$ ,  $y_{t-1}$ ,  $(s_{t+1} - s_t)_{t-1}$ ,  $G_t$ ,  $\Delta d_t$ ,  $\Delta r_t$  e  $p_t^*$ . O que se tem, então, são variáveis endógenas apenas em função de variáveis fixas. Com isso, os parâmetros da forma reduzida não apresentarão viés de simultaneidade, podendo então ser estimados por MQO.

No segundo passo, faz-se uso dos parâmetros da forma reduzida para obter o valor previsto das variáveis endógenas. Na seqüência, utilizam-se os valores previstos para, através do MQO, determinar os parâmetros da forma estrutural. A idéia é de que os valores previstos das variáveis endógenas não são correlacionados com o termo de erro das equações. Suganuma (2000) admite algumas hipóteses para que se aplique o MQ2E. Primeiramente, os erros aleatórios das equações da forma estrutural e reduzida seguem os mesmos pressupostos tradicionais de um modelo de regressão convencional. Segundo, as variáveis exógenas são utilizadas para o reconhecimento da especificação do

modelo. Por último, não há colinearidade perfeita entre as variáveis explicativas<sup>27</sup>.

É importante destacar que, a partir dos parâmetros da forma reduzida, deve-se ser capaz de encontrar pelo menos um valor para cada parâmetro da forma estrutural. Isso indica a importância de determinar se as equações do sistema são identificadas, superidentificadas, subidentificadas ou não identificadas. No caso de a equação ser identificada, chega-se, através da forma reduzida, a um único valor para cada parâmetro da forma estrutural. Nas equações superidentificadas, a forma reduzida conduz a mais de um valor para alguns ou para todos os parâmetros da forma estrutural, e nas subidentificadas ou não-identificadas não é possível encontrar os parâmetros da forma estrutural a partir da forma reduzida. Por isso, é desejável que as equações do sistema sejam identificadas ou superidentificadas, para que se possam encontrar todos os parâmetros da forma estrutural. Para isso, segundo Johnston e DiNardo (1997), podem-se testar as condições de ordem e de posto para cada equação de modo a determinar se são identificadas ou não.

Por fim, é interessante ressaltar que o estimador de MQ2E é viesado, mas é também consistente. Outro ponto importante é que o método pressupõe que se tenha conhecimento de todas as variáveis predeterminadas do sistema, sendo mais sensível a erros de especificação. Quando a equação é superidentificada, o MQ2E é indicado por trabalhar com uma combinação linear dos instrumentos, ou variáveis exógenas, evitando assim perda de informação, o que não ocorre com os demais métodos dessa categoria.

Na segunda categoria de métodos estão os sistêmicos. A diferença principal é que estes estimam todas as equações do sistema de uma única vez. Dentre esses métodos, destacam-se o método de máxima verossimilhança com informação plena e o de mínimos quadrados em três estágios (MQ3E). Assim como na categoria anterior, os resultados de simulação e previsão desses métodos são semelhantes. Os métodos sistêmicos não foram utilizados para estimar o

---

<sup>27</sup> Uma peculiaridade dos modelos de equações simultâneas diz respeito à estacionariedade das séries estudadas. Segundo Johnston e DiNardo (1997) e Hsiao (1997a, b), o fato de se trabalhar com séries não-estacionárias não causa problemas de inferência quando se trabalha com o MQ2E. O autor é decisivo ao afirmar que a preocupação maior deve ser com a identificação e com o enviesamento de simultaneidade, mas a não-estacionariedade e a co-integração não são preocupantes.

modelo monetário de determinação da taxa de câmbio para a economia brasileira neste trabalho.

Uma vez estimado o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, realizaram-se previsões (valendo-se do modelo adequado) da taxa de câmbio, da taxa interna de juros, dos preços internos, do valor da produção e das exportações líquidas. Além disso, foram realizados testes com o intuito de verificar o poder preditivo do modelo em questão<sup>28</sup>.

### 4.3. Filtro de Kalman

Diante da dificuldade de obter observações diretas para o prêmio de risco cambial e de adotar alguma variável como *proxy*, embora alguns trabalhos tenham feito isso, o filtro de Kalman apresenta-se como uma ótima ferramenta para estimação dessa variável.

Inicialmente, é necessário especificar um modelo de espaço estado. Para isso, é conveniente escrever a equação (3.48) da seguinte forma:

$$f_t = E(s_{t+1}) + \rho_t$$

$$-v_{t+1} = E(s_{t+1}) - s_{t+1}$$

Valendo-se das duas equações anteriores, pode-se escrever o modelo de espaço estado como se segue:

$$(f_t - s_{t+1}) = \rho_t + v_{t+1} \tag{4.10}$$

$$\rho_t = \alpha + \phi\rho_{t-1} + u_t \tag{4.11}$$

$$\begin{pmatrix} Z_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim i.i.d.N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q^2 & 0 \\ 0 & R^2 \end{pmatrix} \right] \tag{4.12}$$

Como visto na equação (3.51) e (3.52), o excesso do retorno no mercado de câmbio, dado pela diferença entre o prêmio futuro e a depreciação futura da

<sup>28</sup> O processo de previsão e a avaliação do poder preditivo do modelo são detalhados no Apêndice A.

taxa de câmbio,  $(f_t - s_t) - (s_{t+1} - s_t) = (f_t - s_{t+1})$ , é representado por um prêmio de risco mais um termo de erro aleatório. Nesse ponto, o filtro de Kalman é essencial, pois através do modelo de espaço estado consegue-se extrair o componente sistemático (prêmio de risco cambial) do excesso de retorno do mercado cambial, separando-o do componente aleatório (erro aleatório). Além disso, abre-se a possibilidade para que se especifique o prêmio sem que sejam especificadas as variáveis que o afetam, dado que estas são, em grande parte das vezes, não observadas.

Dessa forma, na equação (4.10), a componente do prêmio de risco cambial  $\rho_t$  é o sinal que se deseja identificar, e o erro aleatório  $v_{t+1}$  é o componente que deve ser adicionado ao sinal. A estimação das equações (4.10) a (4.12), que configuram um modelo de espaço estado, é feita por Máxima Verossimilhança, utilizando-se o filtro de Kalman<sup>29</sup>. O teorema da soma para processo de média móvel determina que a ordem de defasagem, ou o processo ARMA (p,q), tem como base as autocorrelações existentes na série  $(f_t - s_{t+1})$ <sup>30</sup>, ajudando a definir a forma como será medido, ou o processo pelo qual se determinará o prêmio de risco cambial.

#### 4.4. Cenários

Para analisar a influência da taxa de câmbio à vista sobre o restante da economia, foram criados dois cenários, simulando a variação da taxa de câmbio esperada. A escolha desta taxa se deu devido ao fato de essa variável ser exógena no modelo e afetar diretamente e de imediato a taxa de câmbio à vista.

No primeiro cenário, a taxa de câmbio esperada sofreu aumento de 5% ao mês durante os seis últimos meses da amostra. A partir daí, foi analisada a variação da taxa de câmbio à vista e seus reflexos na taxa interna de juros, nos preços internos, nas exportações líquidas e no valor da produção, para a

<sup>29</sup> Para mais detalhes, ver Morettin e Tolo (2004).

<sup>30</sup> A representação da soma de dois processos de média móveis não correlacionados de ordem  $q_1$  e  $q_2$  é feita por outro processo de média móvel de ordem  $q = \text{Max}(q_1, q_2)$ .



economia brasileira. Os resultados foram comparados com o comportamento previsto dadas as variações originais dos dados.

No segundo cenário, realizou-se movimento oposto na taxa de câmbio esperada. Simulou-se uma queda de 5% ao mês durante os últimos seis meses da amostra. Assim como no primeiro cenário, observou-se como a variação na taxa de câmbio esperada afetou a taxa de câmbio à vista e as demais variáveis supracitadas

#### **4.5. Fonte de Dados**

Os dados utilizados no trabalho são de periodicidade mensal, compreendendo janeiro de 1999 a dezembro de 2006. As informações sobre a oferta real de moeda (onde será utilizado o M1, R\$ (milhões), que são os depósitos à vista mais o papel-moeda em poder do público) foram fornecidas pelo Banco Central do Brasil, Seção de Moeda e Crédito. Os dados referentes à renda real interna e externa foram disponibilizados pelo Banco Central do Brasil e pelo Departamento de Comércio dos Estados Unidos, fornecidos, respectivamente, em US\$ (milhões) e US\$ (bilhões), assim como as informações sobre a taxa de juros interna (OVER/SELIC) foram fornecidas pelo Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais, e sobre a taxa de juros externa (PRIME), pelo Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Economia Internacional. Já os dados da taxa de câmbio real/dólar à vista comercial para compra - fim de período - foram disponibilizados pelo Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos, enquanto os da taxa de câmbio futuro foram obtidos na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), onde foi utilizada a taxa comercial - contrato futuro com vencimento em  $t+1$ . As exportações líquidas foram fornecidas pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), sendo dadas pelas exportações menos as importações, medidas em US\$(milhões). Os gastos do governo são referentes à Execução Financeira (despesas-total), fornecidos pelo Ministério da Fazenda/STN, medidos em US\$ (milhões). Para representar os preços internos e

externos, utilizou-se o IPA-DI, com base em dezembro de 2006, e o IPA dos EUA, com base em dezembro de 2006, fornecidos pelo Banco Central do Brasil.

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo, a discussão é direcionada, inicialmente, para identificar a presença de viés no mercado de câmbio, seja este viés gerado pelo prêmio de risco, erros de expectativas ou pela não consideração da reação da política monetária. Na seqüência, apresentam-se os resultados, onde foi estimado o modelo que se considerou livre de viés e, conseqüentemente, o modelo que melhor representou as relações da taxa de câmbio com o restante da economia para o período em questão.

Primeiramente, foi estimado o prêmio de risco cambial e testado se esse prêmio variou significativamente, exercendo influência sobre o prêmio futuro. Na seqüência, foi calculado um índice de intervenção governamental no mercado de câmbio brasileiro. Testes para verificar se ocorreram erros de expectativas racionais também foram realizados, com o intuito de confirmar se as intervenções do Banco Central geraram viés no mercado, pelo fato de os agentes levarem tempo para identificar e filtrar essas intervenções.

O terceiro passo foi estimar o modelo levando-se em consideração os resultados encontrados acerca do prêmio de risco cambial e das intervenções no mercado de câmbio. Uma vez estimado o modelo, verificou-se se o parâmetro  $\beta_1 \neq 1$ , na equação (4.1). Como não foi possível rejeitar essa hipótese, foi estimado o modelo que compreende as equações (4.1) a (4.8), admitindo que estivesse ocorrendo viés de simultaneidade de política monetária.

Antes de expor os resultados iniciais, são apresentadas as estatísticas descritivas das séries utilizadas neste trabalho. A Tabela 1 traz a média, o desvio-padrão, os valores máximo e mínimo e o coeficiente de variação das séries de taxa de câmbio real à vista (R\$/US\$), taxa de câmbio nominal à vista (R\$/US\$), taxa de câmbio real futura (R\$/US\$), câmbio futuro nominal (R\$/US\$), taxa de juros interna (SELIC, % a.a.), taxa de juros externa (PRIME, % a.a.), estoque de moeda (M1, R\$ milhões), preços internos (IPA-DI, com base em dezembro de 2006), preços externos (IPA dos EUA, com base em dezembro de 2006), renda interna (US\$ milhões), renda externa (dos EUA, em US\$ bilhões), exportações e importações (US\$ milhões) e gastos do governo (US\$ milhões).

A variabilidade das séries é analisada com base no coeficiente de variação, por se tratar de uma medida adimensional e útil para comparar variáveis que possuem unidades de medida diferentes.

**Tabela 1** – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no trabalho, no período de janeiro de 1999 a março de 2007

	Média	Desvio-padrão	Valor máximo	Valor mínimo	Coefficiente de variação (%)
Câmbio real à vista	2,70	0,47	4,28	2,10	17,57
Câmbio nominal à vista	2,43	0,52	3,80	1,50	21,40
Câmbio futuro real	2,72	0,50	4,50	2,07	18,28
Câmbio nominal futuro	2,44	0,52	3,92	1,70	21,25
Taxa de juros interna	18,98	4,41	41,74	12,80	23,25
Taxa de juros externa	6,47	1,98	9,50	4,00	29,11
Preços internos	82,13	15,36	101,71	55,07	18,70
Preços externos	90,55	5,80	102,24	81,49	6,41
Estoque de moeda	35558,46	16856,67	77795,18	17696,50	47,40
Renda interna	52252,54	16889,15	97674,19	34407,87	28,99
Renda externa	8154,40	985,59	10095,50	6571,20	12,09
Exportações	7445,10	2595,37	13549,69	3602,69	34,86
Importações	5617,06	1242,00	9355,16	3882,43	22,11
Gastos do Governo	12398,50	5968,66	27942,12	5246,87	48,14

Fonte: Elaborado pelo autor.

O coeficiente de variação da taxa de câmbio real à vista, no período de janeiro de 1999 a março de 2007, foi de 17,57%, acompanhado de perto pela variação na taxa de câmbio futuro real (18,28%). Araújo e Silveira Filho (2002) estimaram os mesmos coeficientes para a taxa de câmbio real à vista nos períodos de jan/69-nov/79, dez/79-jan/83, fev/83-fev/90, mar/90-jun/94 e jul/94-dez/98, encontrando, na média, os respectivos valores para a economia brasileira: 3,80%, 6,80%, 14,30%, 10,90% e 4,30%.

Observe que durante o período estudado neste trabalho, em que vigorou um regime de câmbio flutuante, a variação percentual da taxa de câmbio real foi, consideravelmente, maior do que em períodos em que o câmbio era determinado pelo governo, apresentados por Araújo e Silveira Filho (2002). Isso torna ainda mais importante tentar prever a taxa de câmbio, diante do aumento de volatilidade.

Outro ponto importante, discutido por Araújo e Silveira Filho (2002), é que durante o período em que ocorreu o controle cambial, implícito ou explícito, buscou-se manter a taxa de câmbio real fixa e, para isso, desvalorizou-se a taxa de câmbio nominal levando-se em consideração a variação dos preços americanos e nacionais, ou seja, a PPC. No período analisado no presente trabalho, em que o câmbio foi determinado pelo mercado, a taxa de câmbio real à vista incorreu em uma variação maior (17,57%) do que a observada caso fosse considerada a PPC<sup>31</sup> (7,33%). Isso estaria refletindo uma possível tentativa do mercado de fazer com que o câmbio real se aproxime de seu valor correto, já que este esteve controlado por um longo período e, portanto, poderia estar supervalorizado, principalmente logo após a adoção do regime de flutuação cambial. O interessante é que o próprio mercado se encarregou disso, não havendo a necessidade de intervenções governamentais.

A renda interna apresentou variação de 28,99% no período, a qual pode ser atribuída às exportações, com variação de 34,86%, e, principalmente, aos gastos do governo, que variaram em 48,14%. A oferta de moeda é outra variável que apresentou coeficiente de variação elevado no período (47,40%). Isso pode ser explicado pelo fato de que, a partir de 1999, passou-se a controlar os preços via, principalmente, variação na taxa de juros, e o controle de juros se daria via mudança na oferta de moeda. A variação da taxa interna de juros somada à variação das importações podem ter contribuído para que a mudança na produção tenha sido inferior às variações das exportações e dos gastos.

---

<sup>31</sup> Calculando a variação da taxa de câmbio real como sendo o produto do câmbio nominal com os preços externos divididos pelos preços internos,  $\left( \frac{21,40 * 6,41}{18,70} \right) = 7,33\%$  .

## 5.1. Estimação do Prêmio de Risco Cambial para o Brasil: 1999 a 2007

Esta seção trata da estimação do prêmio de risco cambial. Para tal, como foi observado no capítulo 3, seção 3.4, seguiu-se a metodologia de Fama (1984) para determinar a importância do prêmio de risco cambial na economia brasileira.

Antes de estimar as equações (3.51) e (3.52) foi realizado teste ADF de raiz unitária nas variáveis prêmio futuro, prêmio de risco mais termo de erro aleatório e variação futura da taxa de câmbio. Os resultados são apresentados na Tabela 2, seguindo os procedimentos de Enders (1995, p. 223) para determinar a equação do teste.

**Tabela 2** – Teste de raiz unitária, ADF, realizado nas variáveis; prêmio futuro ( $f_t - s_t$ ); prêmio de risco cambial ( $f_t - s_{t+1}$ ); e variação futura da taxa de câmbio ( $s_{t+1} - s_t$ )

Série	Equação de teste	Lag	Estatística de teste	Valor Crítico	
				5%	1%
$f_t - s_t$	Com constante e sem tendência	1	-8,866103	-2,890926	-3,497727
$f_t - s_{t+1}$	Com constante e sem tendência	0	-9,955801	-2,890926	-3,497727
$s_{t+1} - s_t$	Com constante e sem tendência	0	-9,178139	-2,890926	-3,497727

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Utilizou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de Schwarz.

Os resultados do teste ADF mostram que, considerando um nível de significância de 1%, as séries de prêmio futuro, prêmio de risco e variação futura da taxa de câmbio são estacionárias em nível. Assim, podem-se realizar as estimações com as variáveis em nível. Garcia e Olivares (2001) realizaram os mesmos testes nas mesmas séries, para o Brasil, no período de 1995 a 1998 e, da mesma forma, concluíram que, em um nível de 1% de significância, podem-se considerar as séries de prêmio futuro, prêmio de risco mais termo de erro aleatório e a variação futura da taxa de câmbio estacionária em nível,  $I(0)$ , ou seja, as características estatísticas da séries, como média e variância, permanecem constantes ao longo da amostra. Além disso, pode-se dizer que

eventuais choques no prêmio futuro e nas demais variáveis não se perpetuam no tempo, e sim se dissipam.

As estimativas das equações (3.51) e (3.52) foram feitas pelo método de MQO, sendo apresentadas na Tabela 3.

**Tabela 3** – Estimativas das equações de Fama (1984) para o Brasil, no período de janeiro de 1999 a maio de 2007

$(f_t - s_{t+1})$	0,002 (0,0029) <sup>ns</sup>	0,137( $f_t - s_t$ ) (0,0707) <sup>*</sup>
Dw	1,8542	
R <sup>2</sup>	0,0365	
$(s_{t+1} - s_t)$	-0,002 (0,0029) <sup>ns</sup>	0,863( $f_t - s_t$ ) (0,0707) <sup>***</sup>
Dw	1,8542	
R <sup>2</sup>	0,6036	

Fonte: Elaborado pelo autor

<sup>ns</sup> – não-significativo; <sup>\*\*\*</sup> - significativo a 1%; <sup>\*</sup> - significativo a 10%

Nota: Os valores em parênteses são os respectivos desvios-padrão.

Percebe-se, pelos resultados apresentados na Tabela 3, que os interceptos,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ , de ambas as equações não são estatisticamente diferentes de zero. Já os parâmetros  $\beta_1 = 0,137$  e  $\beta_2 = 0,863$  se mostraram significativamente diferentes de zero. Além disso, pode-se notar que  $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$  e que  $\beta_1 + \beta_2 = 1$ . A hipótese de eficiência no mercado de câmbio,  $\beta_2 = 1$ , e de que  $\alpha_2 = 0$  foi testada através do teste de Wald. A estatística do teste foi, respectivamente, de 3,712893 e 0,744204, ou seja, rejeitou-se a hipótese de que  $\beta_2 = 1$  e não se rejeitou a hipótese de que  $\alpha_2 = 0$ , tudo em um nível de significância de 10%. Esse resultado indicaria que, a princípio, o mercado de câmbio brasileiro não atua de forma eficiente. Essa eficiência se refere à confirmação da paridade descoberta dos juros.

De acordo com as equações (3.58) e (3.59), os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$  representam as proporções da variância do prêmio futuro explicada pelo risco cambial e pela variação futura na taxa de câmbio, respectivamente. Percebe-se que a variação futura da taxa de câmbio explicou grande parte da variação do prêmio de risco (cerca de 86%), sendo, portanto, mais importante na determinação dessa variável. Além disso, o valor positivo encontrado para  $\beta_2$



está de acordo com a teoria da paridade descoberta dos juros, no sentido de que um aumento na depreciação esperada afetaria positivamente o diferencial da taxa de juros.

Esse valor positivo, encontrado para  $\beta_2$ , não permite confirmar a primeira conclusão de Fama (1984), de que a correlação entre o prêmio de risco e a variação esperada da taxa de câmbio é negativa. A segunda conclusão de Fama (1986) - de que a variância do risco cambial deve ser maior do que a da variação esperada na taxa de câmbio - também não se confirmou. A estatística do teste de Wald para verificar se  $\beta_2$  seria igual a 0,5 foi de 26,47309, rejeitando a hipótese de que  $\beta_2 = 0,5$ . Caso essa hipótese não tivesse sido rejeitada, poder-se-ia dizer que a variância do prêmio de risco cambial seria, pelo menos, igual à variância da variação esperada da taxa de câmbio. O mesmo teste foi feito para verificar se  $\beta_2 = 0,86$ . A estatística do teste foi de 0,002841, não permitindo rejeitar que  $\beta_2 = 0,86$ . Dessa maneira, pode-se concluir que a variância da mudança esperada na taxa de câmbio é superior à variância do prêmio de risco. Em suma, as análises preliminares indicariam, a princípio, que a hipótese de eficiência no mercado de câmbio estaria equivocada, rejeitando, portanto, a paridade descoberta dos juros devido à possível existência de prêmio de risco cambial. Outro ponto relevante diz respeito à maior importância da mudança futura na taxa de câmbio sobre a determinação do prêmio futuro. Contudo, a existência de prêmio de risco cambial no mercado brasileiro de câmbio não implica formação de viés nesse mercado. Deve-se realizar um teste que mostre se o prêmio de risco afetou significativamente o prêmio futuro, ou seja, se o prêmio de risco variou significativamente no tempo, durante o período da análise, sendo capaz de gerar viés no mercado de câmbio. Esse teste é apresentado na Tabela 6 deste trabalho.

A Figura 5.1 apresenta a estimativa para o prêmio de risco cambial para o Brasil, no período de janeiro de 1999 a maio de 2007. A série do prêmio de risco cambial nada mais é do que a série  $(f_t - s_{t+1})$  suavizada pelo filtro de Kalman. Seguindo os procedimentos de Moreira (2005), foram testadas as hipóteses de normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos, gerados pela estimação do filtro de Kalman. O valor da estatística do teste de Lilliefors para normalidade é de 0,0672, indicando a não-rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos,

em um nível de significância de 5%. A análise de autocorrelação foi feita observando as funções de autocorrelação, autocorrelação parcial e a estatística  $Q$ , que testa se as autocorrelações são significativamente diferentes de zero, apresentadas na Tabela 4.

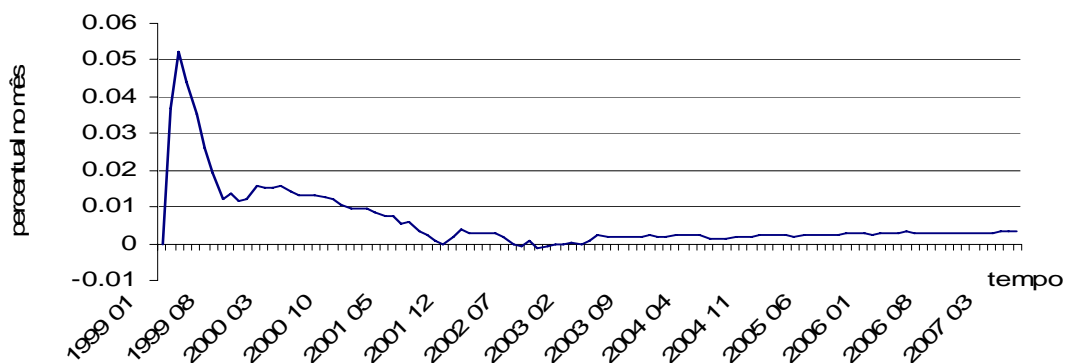
**Tabela 4** – Função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) para os resíduos da série de prêmio de risco cambial estimada pelo filtro de Kalman

Defasagens	FAC	FACP	Estatística Q	Probabilidade
1	0,016	0,016	0,0257	0,873
2	0,046	0,046	0,2503	0,882
3	0,086	0,084	1,0220	0,796
4	-0,080	-0,085	1,7045	0,790
5	0,007	0,002	1,7101	0,888
6	-0,109	-0,111	3,0026	0,809
7	-0,190	-0,178	6,9776	0,431
8	0,132	0,146	8,9006	0,351
9	0,082	0,123	9,6495	0,380
10	0,000	-0,002	9,6495	0,472
11	0,133	0,081	11,688	0,388
12	0,040	0,031	11,869	0,456

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como pode ser observado, as autocorrelações e as autocorrelações parciais, para as 12 primeiras defasagens, não foram significativamente diferentes de zero, indicando que os resíduos do modelo estimado pelo filtro de Kalman não são correlacionados. Isso é de suma importância, uma vez que indica que o erro aleatório, contido na série de  $(f_t - s_{t+1})$ , não tem influência na determinação do prêmio de risco  $\rho_t$ , podendo, assim, ser extraído dessa série.

Na Figura 5.1 é apresentada a série do prêmio de risco para o Brasil no período de janeiro de 1999 a março de 2007. Durante o período estudado, o prêmio de risco cambial apresentou uma média de 0,006 e um desvio-padrão de 0,009. O teste ADF para raiz unitária rejeitou, em nível de 5% de significância, a presença de uma raiz unitária, indicando a estacionariedade da série de risco cambial. Esse resultado mostra que a média e a variância do prêmio de risco cambial se mantiveram constantes ao longo do tempo e que choques no prêmio de risco cambial se dissipam rapidamente no tempo.



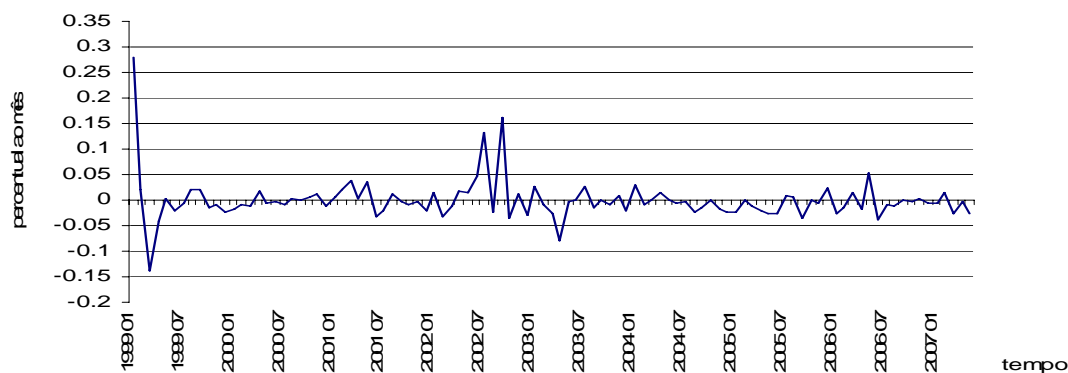
Fonte: Resultado da pesquisa.

**Figura 5.1** – Prêmio de risco cambial estimado para a economia brasileira no período de janeiro de 1999 a maio de 2007.

O nível mais elevado encontrado para o prêmio de risco foi cerca de 5,00% do prêmio futuro, no início de 1999, logo após a adoção do regime de câmbio flutuante. Esse valor, assim como a tendência de queda, coincide com o valor encontrado por Garcia e Olivares (2001) no período de 1995 a 1998, para dezembro de 1998. Isso indica a pouca credibilidade, atribuída ao governo, no instante em que o regime de câmbio flutuante entrou em vigor no Brasil. Nos anos de 1999 e 2000, as intervenções governamentais no mercado de câmbio se deram via taxa de juros e operações no mercado à vista. Além disso, a política de metas de inflação e os indicadores econômicos podem ter contribuído para a queda do prêmio de risco cambial.

A conduta da política cambial parece ter surtido efeito e o prêmio de risco, embora pequeno, declinou rapidamente, voltando a subir apenas em 2002, muito provavelmente pela incerteza gerada pelas eleições presidenciais. A partir daí, o prêmio de risco voltou a cair e se estabilizou próximo de zero, fechando o período em 0,34%. Percebe-se que o prêmio de risco se relacionou positivamente com o grau de incerteza criado acerca da economia.

Os resultados, referentes à reduzida importância do prêmio de risco cambial, confirmam os encontrados através do emprego da metodologia apresentada por Fama (1984), expostos na Tabela 3. A variável que apresentou maior influência na determinação do prêmio futuro foi a depreciação esperada e, dessa forma, na determinação da taxa de câmbio à vista (Figura 5.2).



Fonte: Resultado da pesquisa.

**Figura 5.2** – Variação esperada da taxa de câmbio para o Brasil, no período de janeiro de 1999 a maio de 2007.

A variação esperada da taxa de câmbio foi construída através da equação (3.48), utilizando a estimativa para o prêmio de risco. O resultado do teste ADF na série da variação esperada da taxa de câmbio possibilitou assumir, em nível de significância de 1%, que a série é estacionária em nível. Como pode ser observado na Figura 5.2, a variação esperada na taxa de câmbio apresentou volatilidade maior do que a observada para o prêmio de risco cambial, indicando o porquê de essa variável ter afetado, provavelmente, mais significativamente o prêmio futuro do que o prêmio de risco. Assim como no caso do prêmio de risco, a variação esperada na taxa de câmbio influenciou o prêmio futuro de forma mais significativa no ano de 1999, chegando a ser responsável por 25,00% do prêmio futuro em janeiro de 1999. Em 2002, há uma nova depreciação da moeda brasileira, e a variação esperada da taxa de câmbio voltou a apresentar valores significativamente elevados. A partir de 2003, a volatilidade da variação esperada se reduz, assim como no caso do prêmio de risco.

A fim de determinar, definitivamente, a importância do prêmio de risco na determinação do prêmio futuro, foi feito o teste representado pela equação (3.62). A hipótese nula do teste é de que o prêmio de risco não varia no tempo, não sendo, portanto, importante para determinar o prêmio futuro. Essa hipótese equivale a testar se  $\alpha_2 = 0$  e  $\beta_2 = 1$  na equação (3.62), o que faria com que o prêmio futuro fosse determinado apenas pela depreciação esperada. Seguindo os

procedimentos de Chrity et al. (2006), foram realizados testes de autocorrelação (teste LM) e heterocedasticidade (teste ARCH) nos resíduos da equação (3.62). Esses testes têm como hipóteses nulas a ausência de autocorrelação nos resíduos e a homocedasticidade, respectivamente. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 5.

**Tabela 5** – Valor das estatísticas para os testes de ARCH e LM para os resíduos da equação (3.62)<sup>1</sup>

Testes	Estatísticas do teste
LM (para uma defasagem)	83,38957***
ARCH (para uma defasagem)	63,96110***
ARCH (para duas defasagens)	84,17295***
ARCH (para três defasagens)	97,49848***

Fonte: Elaborado pelo autor.

\*\*\* - significativo a 1%; <sup>1</sup> – as hipóteses nulas dos testes são homocedasticidade e ausência de autocorrelação.

A Tabela 6 apresenta a equação do teste (3.62). Após a correção feita para a heterocedasticidade, foi refeito o teste de autocorrelação. Os resultados mostram que o erro do modelo corrigido para heterocedasticidade não apresentou autocorrelação serial, podendo então ser estimado.

**Tabela 6** – Testes de significância do prêmio de risco para o mercado futuro de câmbio<sup>1</sup> (equação (3.62))

$\Delta s_{t+1}^e$	$\alpha_2$	$\beta_2(f_t - s_t)$
1	-0,0032 (0,0005)***	0,7725( $f_t - s_t$ ) (0,1856)***

Fonte: Elaborado pelo autor.

\*\*\* - significativo a 1%; <sup>1</sup> – após a correção para heterocedasticidade, foram refeitos os testes ARCH e LM, e os resultados não permitiram rejeitar as hipóteses nulas.

Obs: Os valores em parênteses são os respectivos desvios-padrão.

Observa-se que ambos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero. Foi, então, feito o teste de Wald para verificar se  $\beta_2 = 1$  e se  $\alpha_2 = 0$ . A estatística do teste, referente à distribuição  $\chi^2$ , foi de 1,5016 para  $\beta_2$  (não-significativo) e de 37,8500 para  $\alpha_2$  (significativo a 1%), ambos para 1 grau de liberdade. Embora se rejeite que  $\alpha_2$  seja diferente de zero, seu valor é muito pequeno, e a não-rejeição de que  $\beta_2$  é diferente de 1 leva a rejeitar a hipótese de que o prêmio de risco variou significativamente ao longo do tempo, não sendo,

portanto, importante na determinação do prêmio futuro. O fato de o prêmio de risco cambial não ter variado significativamente indica que esse risco não gerou viés no mercado de câmbio brasileiro, no período analisado. Entretanto, embora não varie significativamente, o prêmio de risco foi diferente de zero, possibilitando a conclusão de que os ativos em dólares e em reais não são substitutos perfeitos.

Esses resultados eram previstos por Garcia e Olivares (2001). Esses autores observaram que a mudança de regime cambial em janeiro de 1999 ocasionou a diminuição da importância do prêmio de risco em relação à depreciação esperada da moeda. Isso se deve ao fato de que em um regime de câmbio flutuante a taxa de câmbio se torna menos previsível, elevando, assim, a importância relativa da depreciação esperada da moeda.

Resultados inversos foram encontrados por Garcia e Olivares (2001) para a economia brasileira, no período de 1995 a 1998. Segundo esses autores, a variação esperada, assim como neste trabalho, foi responsável por explicar a maior parcela do prêmio futuro. Contudo, eles observaram que a variação esperada da taxa de câmbio teve comportamento mais estável do que o prêmio de risco. Além disso, foram encontrados valores significativamente maiores para o prêmio de risco cambial. Esses resultados podem ser justificados pelo fato de Garcia e Olivares (2001) terem analisado um período em que vigorou um regime de bandas cambiais, além da ocorrência de diversas crises internacionais. Isso reduziria a volatilidade da variação esperada do câmbio, uma vez que este era controlado. Contudo, o Brasil teria seu prêmio de risco elevado, visto que diversas crises externas colocavam em dúvida a capacidade do País em manter o regime de bandas.

## 5.2. Desvio de Expectativas como Causa do Viés no Mercado Futuro de Câmbio

Outra das possíveis causas de a taxa futura ser um previsor viesado da taxa de câmbio à vista é a ocorrência de desvios e/ou um erro nas expectativas racionais. Nesse caso, seria melhor para os agentes desse mercado dar um peso maior às variações da taxa de câmbio à vista do que a um conjunto de variáveis importantes para determinar os movimentos futuros do câmbio.

No capítulo 3, seção 3.6, foram apresentados testes para detectar possíveis desvios de expectativas racionais. Esses testes consistem na estimação das equações (3.88) e (3.91).

Como visto anteriormente, a hipótese nula de que  $\alpha = 0$  e  $\lambda = 0$ , nas equações (3.88) e (3.91), é equivalente a considerar que as expectativas estão sendo formadas de forma racional e que não há erros de expectativas. Seguindo os procedimentos de Chrity et al. (2006), antes de apresentar as equações dos testes, a Tabela 7 contém os testes ARCH e LM para heterocedasticidade e autocorrelação serial, respectivamente.

**Tabela 7** – Valor das estatísticas para os testes ARCH e LM para os resíduos das equações (3.88) e (3.91)<sup>1</sup>

Teste	Estatística do teste (Equação (3.88))	Estatística do teste (Equação (3.91))
LM ( para 1 defasagem)	1,535765 <sup>ns</sup>	1,582996 <sup>ns</sup>
ARCH (para 1 defasagem)	4,685757 <sup>**</sup>	5,496678 <sup>**</sup>
ARCH (para 2 defasagem)	5,504307 <sup>*</sup>	6,084667 <sup>**</sup>
ARCH (para 3 defasagem)	-	6,411783 <sup>*</sup>

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>ns</sup> – não-significativo; <sup>\*\*</sup> - significativo a 5%; <sup>\*</sup> - significativo a 10%; <sup>1</sup> – as hipóteses nulas dos testes são homocedasticidade e ausência de autocorrelação, respectivamente.

Como pode ser observado na Tabela 6, ambas as estimações apresentaram problemas de heterocedasticidade. Dessa forma, foi providenciada a correção

para heterocedasticidade, e as equações (3.88) e (3.91) corrigidas para heterocedasticidade<sup>32</sup> são apresentadas na Tabela 8.

**Tabela 8** – Testes de desvio de expectativas racionais para o mercado futuro de câmbio<sup>1</sup>

$\Delta E_t(s_{t+1}) - \Delta s_{t+1}$	$\alpha$	$\lambda \Delta E(s_{t+1})$
1	0,0119 (0,0006) <sup>***</sup>	1,3930 $\Delta E(s_{t+1})$ (1,2703) <sup>ns</sup>
$\Delta E_t(s_{t+1}) - \Delta s_{t+1}$	$\alpha$	$\lambda(f_t - s_t)$
1	0,0008 (0,0020) <sup>ns</sup>	-0,6068 $\lambda(f_t - s_t)$ (0,7487) <sup>ns</sup>

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>\*\*\*</sup> - significativo a 1%; <sup>ns</sup> - não-significativo; <sup>1</sup> - após a correção para heterocedasticidade foram refeitos os testes ARCH e LM, e os resultados não permitiram rejeitar as hipóteses nulas.

Obs.: Os valores em parênteses são os respectivos desvios-padrão.

De acordo com os resultados, apenas o coeficiente  $\alpha$  da equação (3.88) foi diferente de zero. Isso indica que os agentes não formariam suas expectativas de forma racional e estariam melhores se formassem suas expectativas com base, apenas, na variação da taxa de câmbio à vista. Contudo, o coeficiente  $\lambda$  não foi significativamente diferente de zero, o que talvez indicasse que as estimativas fossem, de fato, racionais.

A estimação da equação (3.91) confirma que as estatísticas no mercado futuro de câmbio são formadas de modo racional. Tanto  $\alpha$  quanto  $\lambda$  não foram significativamente diferentes de zero. O prêmio futuro não teria informações significativas sobre a diferença entre a variação esperada e a efetiva da taxa de câmbio à vista. Isso indicaria que os indivíduos não utilizariam informações contidas apenas no prêmio futuro para determinar suas expectativas acerca das variações futuras da taxa de câmbio, mas também informações referentes ao restante da economia brasileira.

Chrity et al. (2006) encontram resultados semelhantes para a equação (3.90). No entanto, como no presente trabalho, suas estimativas para a equação (3.88) permitiram aos autores rejeitarem a hipótese de expectativas racionais. Considerando os resultados contraditórios para ambos os testes, os autores optaram pelo teste da equação (3.91), pelo fato de este não apresentar erros de

<sup>32</sup> Seguindo a recomendação de Gujarati (2000), para corrigir a heterocedasticidade, a equação (3.88) foi dividida pela variável depreciação esperada, e a equação (3.91), pelo prêmio de risco.



medida, causados pela presença da depreciação esperada do lado esquerdo e direito da equação (3.88).

Os resultados obtidos nesta seção e na seção 5.1 não permitem, até agora, confirmar a presença de viés no mercado futuro de câmbio. Como se observou na seção 5.1, o mercado de câmbio brasileiro apresentou prêmio de risco no período analisado. No entanto, esse prêmio não variou significativamente, não gerando, portanto, viés no mercado de câmbio. Da mesma forma, não há indícios que permitam a rejeição da hipótese de expectativas racionais. Esta conclusão possibilita que se continue adotando a hipótese de expectativas racionais para os modelos que serão estimados adiante.

Como dito anteriormente, uma das possíveis causas de desvios de expectativas seriam as intervenções governamentais no mercado e câmbio. A princípio, essas possíveis intervenções não estariam gerando viés no mercado de câmbio. Uma possível explicação seria o fato de o Bacen utilizar regras claras. Em determinados casos, a atitude de intervir no mercado, assim como a magnitude dessa intervenção, seriam antecipadamente relatadas pelo Bacen. Isso faria com que os agentes do mercado de câmbio tivessem condições de incorporar, antecipadamente, essas informações, formando suas perspectivas para o mercado de câmbio. O fato de já incorporar essas informações eliminaria a possibilidade de viés, causado pelas intervenções.

Mesmo admitindo que as intervenções não geraram viés no mercado de câmbio, é interessante fazer uma análise de como o governo interferiu no mercado cambial durante o período estudado, assim como determinar possíveis índices de intervenção. Isso é o que será apresentado na próxima seção.

### 5.3. Discussão dos Resultados sobre os Índices de Pressão e Intervenção

Neste trabalho seguiu-se o procedimento indicado por Hsiao (1997a, b)<sup>33</sup>. Uma vez que se valeu do método de MQ2E para estimar o modelo de uma pequena economia aberta, não houve necessidade de realizar testes de raiz unitária, visto que o estimador de MQ2E permanece consistente, mesmo quando se utilizam séries I(1) ou séries I(0) juntamente com séries I(1).

O primeiro passo é a identificação do modelo do capítulo 3, seção 3.5.1. Como visto anteriormente, em um modelo de equações simultâneas, as equações devem ser identificadas ou superidentificadas para que se possam obter os coeficientes estruturais a partir da forma reduzida. A identificação é feita através da análise das condições de ordem e de posto. Neste trabalho foi realizada apenas a condição de ordem. Wooldridge (2006) afirma que, a menos que ocorra uma falha óbvia de identificação, uma vez satisfeita a condição de ordem, a equação será identificada. Como dito anteriormente, o modelo apresenta cinco variáveis endógenas e seis variáveis exógenas. A equação de demanda real por moeda (equação (3.76)) tem como variável endógena explicativa  $i_t$  e, como variável exógena explicativa,  $y_t$ . Como o número de variáveis exógenas não contidas na equação (3.76) é maior do que o número de variáveis endógenas explicativas contidas na equação (3.76) menos 1, pode-se afirmar que a equação (3.76) é superidentificada. O mesmo procedimento pode ser feito para a equação (3.77), concluindo que, assim como a equação (3.76), a equação (3.77) é superidentificada.

O passo seguinte foi determinar a endogeneidade de  $i_t$  e  $s_t$  nas equações (3.76) e (3.77), respectivamente. Para isso, utilizou-se o teste de Hausman. O procedimento do teste consiste em regredir, por MQO,  $i_t$  e  $s_t$ , separadamente, em relação a todas as variáveis exógenas utilizadas como instrumentos. Retiraram-se, então, os resíduos estimados dessas equações e adicionaram-se esses resíduos às equações (3.76) e (3.77), respectivamente. Os resultados mostraram que os coeficientes de ambos os resíduos foram significativos a 1%,

---

<sup>33</sup> Esse procedimento se refere à utilização de séries em nível quando a estimação é feita por MQ2E, mesmo quando estas não são estacionárias. Para mais detalhes, ver Apêndice A.

indicando que, nas respectivas equações estruturais,  $i_t$  e  $s_t$  são correlacionadas com o termo de erro, sendo, portanto, endógenas no modelo.

Na seqüência, testou-se a exogeneidade da variável  $y_t$  na equação de equilíbrio do mercado monetário e de  $p_t^*$  na equação da paridade do poder de compra. Como pode ser observado no Apêndice A, o conceito de exogeneidade fraca será suficiente para caracterizar uma variável como exógena. Os procedimentos do teste foram realizados para ambas as variáveis, e os resultados mostraram que  $y_t$  é precedido pela demanda real de moeda, mas os termos de erro, semelhantes a  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  das equações (A.21) e (A.22), são não-correlacionados. Isso indica  $y_t$  como fracamente exógena.

O mesmo foi feito para verificar a exogeneidade de  $p_t^*$  na equação da PPC. Observou-se que  $p_t^*$  não é precedido por  $p_t$  e que os termos de erro, semelhantes a  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  das equações (A.21) e (A.22), são não-correlacionados, indicando  $p_t^*$  como fracamente exógeno.

Feitos os testes de endogeneidade e de exogeneidade, pode-se dizer que não há, aparentemente, falha óbvia de identificação. Assim, a condição de ordem basta para classificar as equações como superidentificadas.

O modelo de equações simultâneas é apresentado na Tabela 9.

**Tabela 9** – Modelo de equações simultâneas para economia brasileira, no período de janeiro de 1999 a março de 2007<sup>a</sup>

$m_t$	11,2028 (7,3844) <sup>ns</sup>	0,3442 $y_t$ (0,5623) <sup>ns</sup>	-1,6301 $i_t$ (1,0089) <sup>*</sup>
$p_t$	-14,3633 (0,5410) <sup>***</sup>	4,0024 $p_t^*$ (0,1220) <sup>***</sup>	0,6772 $s_t$ (0,0453) <sup>***</sup>

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os valores em parênteses correspondem ao desvio-padrão dos respectivos coeficientes; <sup>ns</sup> – não-significativo; <sup>\*\*\*</sup> - significativo a 1%; <sup>\*</sup> - significativo a 10%; <sup>a</sup> – Esse modelo corresponde ao apresentado no capítulo 3, seção 3.5.1. Os instrumentos utilizados para identificar a equação de demanda por moeda foram  $i_t^*$  e  $p_t^*$ . No caso da equação da PPC, utilizaram-se como instrumentos  $i_t^*$ ,  $p_t^*$ ,  $y_t$ .

A elasticidade de renda da demanda real por moeda não foi estatisticamente significativa. A elasticidade dos juros da demanda real por moeda foi significativa, indicando que uma elevação da taxa de juros em 1%

reduz a demanda real por moeda em aproximadamente 1,63%. Isso pode ser explicado pelas altas taxas de juros praticadas pelo governo brasileiro no período. Essas taxas de juros elevaram consideravelmente o custo de reter moeda, o que tornou a demanda por moeda muito sensível à taxa de juros. Em contrapartida, o PIB brasileiro apresentou modesto desempenho no período, de modo a não afetar consideravelmente a demanda por moeda.

No que se refere à equação do preço interno, percebe-se que os preços internacionais exerceram influência maior sobre o preço interno do que a taxa de câmbio. Além disso, foi feito o teste Wald para verificar se os coeficientes do preço internacional e da taxa de câmbio são diferentes de 1. De acordo com esse teste, rejeitou-se a hipótese de que os respectivos coeficientes do preço externo e da taxa de câmbio sejam iguais a 1, em um nível de significância de 1%, mostrando que ocorrem desvios sistemáticos sobre PPC. Quanto à elasticidade da taxa de câmbio dos preços internos, verificou-se que, de modo significativo, um aumento de 1,00% na taxa de câmbio eleva os preços internos em aproximadamente 0,68%, enquanto a elevação de 1,00% dos preços externos aumenta os preços internos em 4,00%.

Valendo-se das elasticidades dos juros da demanda por moeda e da elasticidade da taxa de câmbio dos preços internos, pode-se calcular a elasticidade  $\eta = -(a_2 + b_2)^{-1} = -(1,6301 + 0,6772)^{-1} \cong -0,43341$ , em que  $b_2 = 1,6301$  e  $a_2 = 0,6772$ , lembrando que essa elasticidade converte variações observadas em unidades equivalentes de taxa de câmbio. A partir da equação (3.84), podem-se calcular as pressões no mercado cambial.

Weymark (1995) estimou um modelo semelhante para a economia canadense, no período de 1975 a 1990, e encontrou que  $b_2 = 0,1516$ ,  $a_2 = 0,1711$  e  $\eta \cong -3,09$ . Lima (2003) desenvolveu um trabalho semelhante para a economia brasileira no período de 1995 a 1998 e encontrou  $b_2 = 0,1712$ ,  $a_2 = 0,2942$  e  $\eta \cong -2,15$ . O fato de esses trabalhos terem encontrado valores ligeiramente diferentes não é preocupante, pois as economias em questão praticavam um regime de bandas cambiais durante o período estudado, o que não é o caso da economia brasileira no período analisado neste estudo. Em um regime cambial de bandas, a economia é bem menos sensível a variações futuras no câmbio, ou

pelo simples fato de que não há variações ou porque essas variações são conhecidas com antecedência pelo mercado. Isso é claro, admitindo-se que as autoridades monetárias tenham credibilidade e cumpram rigorosamente a política de bandas. A baixa sensibilidade ao câmbio poderia acabar afetando as reações sobre as taxas de juros, reduzindo, assim, a sensibilidade do mercado em relação a essa variável. Além disso, os trabalhos utilizaram as séries diferenciadas, optando por seguir as recomendações de Wooldridge (2006)<sup>34</sup>, obtendo, assim, as elasticidades de curtíssimo prazo.

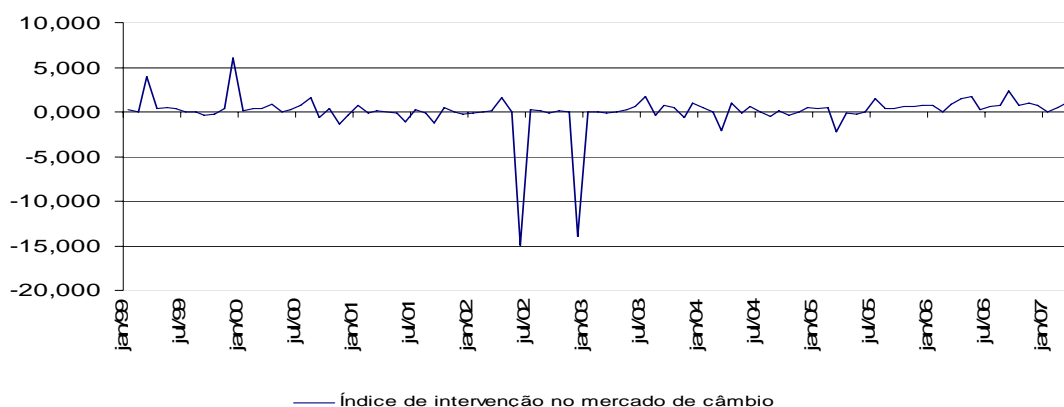
Diante desses resultados, estimaram-se os índices de pressão bilateral no mercado de câmbio e de intervenção no mercado de câmbio apresentados nas Figuras 5.3 e 5.4.



Fonte: Elaborado pelo autor.

**Figura 5.3** - Índice de pressão bilateral ( $EMP_t$ ) no mercado de câmbio brasileiro, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.

<sup>34</sup> Para mais detalhes, ver Apêndice A.



Fonte: Elaborado pelo autor.

**Figura 5.4** - Índice de intervenção ( $\omega_t$ ) no mercado de câmbio brasileiro, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.

Relembrando, os valores de  $EMP_t$  seriam uma medida do tamanho da variação da taxa de câmbio que teria ocorrido se a autoridade monetária se abstivesse, inesperadamente, de intervir no mercado de câmbio. Assim, valores positivos indicariam pressões para elevar a taxa de câmbio, ou depreciar a moeda. Os valores negativos mostrariam a tendência do mercado livre de câmbio de reduzir a taxa de câmbio, ou valorizar a moeda.

Os valores de  $\omega_t$  que estão no intervalo  $[0,1]$  podem ser interpretados como o percentual da pressão, imposta pelo mercado, que é absorvida pelo governo. Reiterando, valores negativos de  $\omega_t$  intensificariam uma eventual pressão por desvalorização (valorização). De forma contrária, valores de  $\omega_t$  maiores do que a unidade gerariam, diante de uma pressão por desvalorização (valorização), uma apreciação (depreciação) efetiva da moeda. Ou seja, além de absorver completamente a pressão, o governo interviria a ponto de inverter a tendência de mercado.

A Tabela 10 apresenta os índices médios para a pressão bilateral no mercado cambial brasileiro e os índices médios de intervenção do governo, nos anos de 1999 a 2007. Como pode ser observado, no ano de 1999, houve pressão positiva por desvalorização da moeda, principalmente após os dois primeiros meses que se seguiram à adoção do regime de câmbio flutuante. Em janeiro e em fevereiro de 1999 houve uma pressão, por parte do mercado, para que o real se

desvalorizasse, respectivamente, 37,15% e 41,58%. A resposta do governo é observada logo no mês de março de 1999, quando o índice de intervenção chegou a 3,94 (Figura 5.3), ou seja, além de atuar absorvendo toda a pressão, o governo ainda forçou uma valorização da moeda nacional. Essa forte intervenção pode ter refletido nos resultados seguintes, quando o mercado gerou uma pressão no sentido de valorizar a moeda brasileira. Na média, houve uma pressão de desvalorização da moeda brasileira de 5,63% no ano de 1999. Nesse ano, o governo absorveu aproximadamente 93,52% da pressão sobre o câmbio, imposta pelo mercado.

**Tabela 10** - Índices médios de pressão bilateral ( $EMP_t$ ) e de intervenção ( $\omega_t$ ) no mercado de câmbio brasileiro, no período de janeiro de 1999 a março de 2007<sup>b</sup>

Ano	$EMP_t$ (média anual)	$\omega_t$ (média anual)
1999	0,056	0,935
2000	0,007	0,197
2001	0,031	-0,106
2002	0,104	-2,214
2003	-0,089	0,309
2004	-0,023	-0,028
2005	-0,039	0,209
2006	-0,020	0,944
2007	-0,069	0,488
Média	-0,005	0,082
Desvio-padrão	0,061	0,938

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>b</sup> – no ano de 2007 a média é feita considerando até março.

No ano de 2000, a pressão do mercado privado sobre a taxa de câmbio não foi tão elevada, assim como o grau de intervenção do governo no mercado cambial. Houve pressão para que a moeda se desvalorizasse em torno de 0,70%, e o governo absorveu cerca de 19,70% dessa pressão. Um fato ocorrido nesse período, que merece destaque, foi a crise da Argentina. Os reduzidos índices de pressão no período mostraram que essa crise não teve influência significativa no câmbio brasileiro. Contudo, os elevados índices de intervenção reportam a preocupação do governo com uma possível contaminação da economia brasileira.

As intervenções do governo, nos anos de 1999 e 2000, foram feitas basicamente via política de taxa de juros e operações de compra e venda no mercado à vista.

Em 2001, o cenário se repete. A pressão do mercado pela desvalorização do real é de cerca de 3,12%, com o governo atuando no sentido de intensificar a desvalorização da moeda brasileira. Apesar disso, percebem-se fortes intervenções mensais, ora negativas, ora positivas (Figura 5.4). Nesse período, o Banco Central anunciou que voltaria a intervir no mercado à vista, principalmente a partir do segundo semestre de 2001, e intensificou as operações com títulos indexados ao dólar. Essa intervenção, segundo Garofalo Filho (2005), se deu em busca de proteção da crise da Argentina em 2000. Além disso, o período foi marcado pela crise de abastecimento de energia elétrica no País. Aparentemente, essa crise também não teve efeitos significativos que pudessem afetar o mercado cambial. Essas intervenções teriam surtido efeito, pelo menos no sentido de dar um sinal para o mercado, uma vez que o índice de pressão bilateral não foi tão alto no período.

O ano de 2002 foi o que apresentou a maior pressão por desvalorização do real (cerca de 10,36%). A mudança na forma de contabilizar as LTF, gerando prejuízos, principalmente nos fundos DI, levou a uma fuga dessa modalidade de investimento, causando forte desvalorização do real. Associado a isso, e talvez mais importante, está o processo eleitoral para os governos federal e estadual. Entre os meses de maio e outubro, houve forte pressão por desvalorização da moeda. No final do ano de 2002, o governo recorre ao FMI e, mediante o acordo firmado, recompõe parte de suas divisas. Destaque para as fortes intervenções entre os meses de junho e dezembro, em especial nesses dois meses.

A estratégia do governo parece ter surtido efeito, e a taxa de câmbio fechou o ano em queda. Prova disso é o valor negativo para o índice de intervenção nos meses de novembro de 2002 e janeiro de 2003, indicando uma pressão por valorização da moeda brasileira. O índice de intervenção em 2002 foi, consideravelmente, o maior durante o período analisado. Além de remover a pressão do mercado sobre a desvalorização do real, o governo exerceu forte pressão para que a moeda brasileira voltasse a se apreciar frente ao dólar. Em



2002, o governo elevou a taxa de juros e passou, de forma agressiva, a realizar operações de *swaps* cambiais como forma de intervir no mercado de câmbio.

Nos anos que se seguem, 2003 a 2007, verifica-se forte pressão do mercado para valorizar a moeda brasileira. Diante dos bons resultados na balança comercial nos anos de 2003 e 2004, da alta taxa de juros praticada pelo governo brasileiro, da sinalização, do então governo eleito, de continuidade da política econômica e da melhora dos indicadores econômicos, houve forte entrada de divisas no País. A pressão do mercado para valorização no ano de 2003 chegou a 31,28% no mês de abril, fechando o ano com média de 9,00% e de 2,28% em 2004.

Os valores positivos para os índices de intervenção em 2003, diante da pressão de valorização por parte do mercado, mostram a tentativa do governo de amenizar a valorização da moeda. Esse cenário se mantém até março de 2007. Destaque para os anos de 2006 e 2007, quando o mercado pressiona no sentido de valorizar a moeda em torno de 2,00% e 6,90%, respectivamente. Nesses anos, o governo intervém no mercado, absorvendo cerca de 94,38% e 48,79% das respectivas pressões.

É interessante ressaltar, como Lima (2003), que a confirmação de que os parâmetros  $a_2$  e  $b_2$  são estatisticamente significativos indica que o índice de intervenção influencia significativamente as alterações na taxa de câmbio. Dado isso, as intervenções governamentais observadas no mercado de câmbio são de suma importância na tomada de decisão dos agentes econômicos, tendo estes de levar tais intervenções em consideração no momento de suas tomadas de decisão. Esse ponto se torna ainda mais importante quando se observa a alta volatilidade dos índices de pressão e de intervenção.

### **5.3.1. Conclusões sobre os Índices de Pressão e Intervenção**

Buscou-se mostrar a importância das intervenções das autoridades monetárias no mercado de câmbio, como forma de influenciar as variações na taxa de câmbio de equilíbrio. Para isso, estimou-se um modelo de uma pequena economia aberta para o Brasil, compreendendo os anos de 1999 a 2007, retirando

informações desse modelo capazes de possibilitar a criação de índices de pressão e intervenção no mercado de câmbio. Esses índices indicariam a postura das autoridades monetárias referente às flutuações no câmbio, além de serem importantes por possibilitarem a captação da mínima intervenção, visto que são contínuos no tempo.

Os resultados mostraram que de 1999 a 2002 houve forte pressão por parte do mercado para desvalorização da moeda brasileira. Os períodos de maior pressão coincidem com o início da adoção do regime de câmbio flutuante, com as crises da Argentina e de energia em 2000 e 2001, respectivamente, e diante do período eleitoral. Diante dessa pressão, o governo interveio no mercado, quase sempre, no sentido de amortecer as desvalorizações, absorvendo a pressão.

A análise dos valores médios para os índices de pressão e de intervenção mostrou que a política de intervenções do governo, no sentido de controlar as desvalorizações da moeda brasileira, foi bem sucedida. Isso é verificado quando se comparam os altos índices de intervenção para os anos de 1999 a 2001 e os baixos índices de pressão no mesmo período.

Nos anos que se seguiram, de 2003 a 2004, a tendência de pressionar a taxa de câmbio para cima se inverte, e o mercado passa a exercer uma pressão na direção de valorizar a moeda brasileira. Essa mudança de rumo se deu devido, possivelmente, à continuidade da política econômica do novo governo e à melhora nas condições macroeconômicas, que incentivaram a entrada de capitais externos no País. No entanto, o governo permaneceu intervindo na taxa de câmbio, mas agora no sentido de tentar reduzir as valorizações provocadas pelas pressões do mercado. Embora essas valorizações beneficiassem a política de metas de inflação, haveria, por parte do governo, um temor de que a queda da taxa de câmbio prejudicasse as exportações líquidas.

Diante da análise feita sobre o índice de intervenção, pode-se concluir que o regime que de fato vigora no Brasil é o de flutuação suja. Embora diversas vezes os índices de intervenção tivessem chegado próximo da unidade, seria um equívoco classificar o regime cambial brasileiro como “virtualmente fixo”. O que se pode afirmar, diante dos elevados índices de intervenção no mercado de câmbio, é que o Banco Central atua de forma a reduzir a volatilidade do câmbio.

Isso deixa claro que analisar as variações na taxa de câmbio sem levar em consideração as influências das autoridades monetárias, de fato, levaria a resultados viesados, visto que essa influência se mostrou importante na determinação dos movimentos da taxa de câmbio.

Dada a importância das informações, referentes às intervenções no mercado de câmbio brasileiro, na tomada de decisão dos agentes do mercado de ativos e os resultados da seção 5.2, comprovando que os agentes agem de forma racional, pode-se concluir que, de fato, esses agentes utilizam essas informações para formarem suas expectativas.

#### **5.4. Modelo do Mercado de Câmbio Atrelado aos Mercados Monetários, de Bens, à Paridade do Poder de Compra e às Exportações Líquidas**

Definido que o prêmio de risco não varia, não gerando, portanto, viés no mercado de câmbio, e que, possivelmente, não ocorreram desvios e/ou erros de expectativas racionais, foi estimado o modelo contendo as equações (4.1) a (4.8). Confirmando que nesse modelo  $\beta_1 = 1$ , pode-se presumir que o mercado de câmbio é eficiente e que o viés de simultaneidade, a princípio, seria o único causador de ineficiência nesse mercado, e, ao se incorporar esse tipo de informação às suas expectativas, os agentes estariam eliminando, portanto, esse viés.

Antes, porém, de estimar o modelo que compõe as equações (4.1) – (4.8), o primeiro passo é determinar se cada uma das equações é identificada. Para isso, foi verificada a condição de ordem para cada equação. O procedimento de determinação de variáveis exógenas e endógenas indicará, mais a adiante, que não houve falha óbvia de identificação; segundo Wooldridge (2006), nesse caso, a condição de ordem é suficiente para a identificação das equações. As variáveis exógenas e endógenas do modelo são apresentadas no capítulo 4, seção 4.1, deste trabalho.

Na equação (4.1) da paridade descoberta de juros aparece como variável endógena explicativa o prêmio futuro da taxa de câmbio ( $f_t - s_{t-1}$ ); utilizaram-se como instrumento as variáveis taxa internacional de juros ( $i_t^*$ ), taxa de câmbio à

vista ( $s_{t-1}$ ), renda ( $y_{t-1}$ ) e oferta de moeda ( $m_{t-1}$ ), defasadas em um período. Pela condição de ordem, tem-se que o número de variáveis exógenas fora do modelo ( $K_{00} = 4$ ) é maior do que o número de variáveis endógenas menos 1 ( $G_* - 1 = 0$ ), o que classifica a equação da paridade descoberta dos juros como superidentificada.

Na equação (4.2) de demanda por moeda, as variáveis endógenas explicativas são a taxa de juros interna ( $i_t$ ) e a renda ( $y_t$ ), e as variáveis utilizadas como instrumentos foram a taxa internacional de juros ( $i_t^*$ ), a renda defasada ( $y_{t-1}$ ), a taxa de câmbio à vista defasada ( $s_{t-1}$ ), a oferta de moeda defasada ( $m_{t-1}$ ) e o preço externo ( $p_t^*$ ). Assim como na equação anterior, o número de variáveis exógenas fora do modelo ( $K_{00} = 5$ ) supera o número de variáveis endógenas explicativas menos 1 ( $G_* - 1 = 1$ ), caracterizando a equação como superidentificada.

Na equação de equilíbrio no mercado de bens (4.3), as variáveis endógenas explicativas são a taxa de juros interna ( $i_t$ ) e as exportações líquidas ( $Z_t$ ). A equação apresenta ainda os gastos do governo como variável exógena ( $G_t$ ) e a renda defasada como variável predeterminada. Os instrumentos utilizados foram a renda externa ( $y_t^*$ ), o preço externo ( $p_t^*$ ), a taxa de câmbio à vista ( $s_{t-1}$ ) e a renda interna ( $y_{t-1}$ ), defasadas em um período. Verificou-se que o número de variáveis exógenas fora do modelo ( $K_{00} = 3$ ) é superior ao número de variáveis endógenas utilizadas como explicativas ( $G_* - 1 = 1$ ), classificando a equação como superidentificada.

A equação (4.4) das exportações líquidas, como será exposto adiante, não apresentou viés de simultaneidade, de modo que essa equação foi estimada por MQO, não havendo, portanto, a necessidade de verificar se ela é identificada<sup>35</sup>.

---

<sup>35</sup> Mesmo não apresentando estatisticamente viés de simultaneidade, a equação das exportações líquidas foi estimada por MQ2E e é apresentada no Apêndice C. A estimação dessa equação por MQ2E se deve ao fato de que, teoricamente, existe simultaneidade entre as variáveis. O modelo das exportações líquidas estimado apresentou problemas com autocorrelação. Dessa forma, os desvios-padrão apresentados são os desvios robustos à autocorrelação, corrigidos pelo método de Newey-West. Uma vez feita a correção, pôde-se verificar que nenhum dos parâmetros estimados foi significativo. Outro ponto que deve ser lembrado é que, uma vez que não se confirmou o viés de simultaneidade, os estimadores de MQ2E passam a ser menos eficientes do que os estimadores de MQO.

A equação (4.5) da paridade do poder de compra apresenta como variável endógena explicativa a taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ) e, como variável exógena, os preços externos ( $p_t^*$ ). Além disso, utilizaram-se como instrumentos a taxa de juros internacional ( $i_t^*$ ), a renda interna ( $y_{t-1}$ ), a taxa de câmbio à vista ( $s_{t-1}$ ) e a oferta de moeda ( $m_{t-1}$ ), defasadas em um período. Da mesma forma que as equações anteriores, o número de exógenas fora do modelo ( $K_{00} = 4$ ) é superior ao número de endógenas explicativas menos 1 ( $G_* - 1 = 0$ ), classificando a equação como superidentificada.

Identificadas as equações, o passo seguinte é verificar a endogeneidade ou simultaneidade em cada equação. Para isso, utilizou-se o teste de Hausman, cujo procedimento é apresentado no Apêndice A. Realizados os procedimentos do teste, verificou-se que o resíduo da forma reduzida, da equação (4.1), é significativo a 1% quando inserido como variável explicativa na equação estrutural da paridade descoberta dos juros, indicando viés de simultaneidade e a necessidade de se utilizar o MQ2E. Esse resultado indica que, ao desconsiderar a simultaneidade entre a taxa interna de juros e a taxa de câmbio, será gerado um viés no mercado de câmbio brasileiro. O problema está no fato de que (tome como exemplo os trabalhos citados anteriormente) esse tipo de viés é desconsiderado e, por isso, não chega a ser testado. Diante disso, atribui-se o viés no mercado de câmbio brasileiro a outros fatores, como a variabilidade significativa do prêmio de risco e a ocorrência de erros e/ou desvio de expectativas racionais. O mesmo resultado, em relação à simultaneidade, foi encontrado para a equação (4.5) da paridade do poder de compra.

A equação (4.2) de demanda por moeda e a de equilíbrio no mercado de bens (equação (4.3)) tinha, a princípio, duas variáveis explicativas consideradas como endógenas. Para equação de equilíbrio no mercado de bens, obteve-se um resíduo para cada uma das variáveis ( $i_t$  e  $Z_t$ ) através da forma reduzida e encontrou-se a soma dos quadrados do modelo restrito (sem os resíduos das formas reduzidas para  $i_t$  e  $Z_t$ ) e a soma dos quadrados de um modelo irrestrito (com os resíduos). A partir daí, calculou-se uma estatística  $F$  de modo a determinar qual modelo é o mais adequado. Caso o valor da estatística  $F$  seja

significativo, conclui-se que há simultaneidade entre as variáveis explicativas endógenas e a variável dependente. O valor da estatística  $F_{2,92}$  foi de 5,8653, significativo a 1%, indicando simultaneidade entre  $i_t$ ,  $Z_t$  e  $y_t$ . Na equação de demanda por moeda, o valor da estatística  $F_{2,94}$  é de 78,4328, também significativo a 1%, indicando simultaneidade entre  $i_t$ ,  $y_t$  e  $m_t$ .

Foi testada, também, a endogeneidade de  $s_t$ ,  $p_t$  e  $y_t$  na equação (4.4) das exportações líquidas. A estatística  $F_{3,89}$  encontrada foi de 2,1400, não-significativa. Isso indicaria que essas variáveis não poderiam ser consideradas como endógenas. Por isso, a equação de exportações líquidas foi estimada por MQO. Além disso, foi retirada da equação a variável  $y_t$ , para que não ocorresse a endogeneidade no momento de construir os cenários.

Testada a endogeneidade das variáveis, o passo seguinte foi testar a exogeneidade de  $G_t$  na equação de equilíbrio no mercado de bens e de  $p_t^*$  na equação da paridade do poder de compra. Para isso, valeu-se do teste proposto no Apêndice A. Seguindo os procedimentos indicados neste Apêndice, conclui-se que  $p_t^*$  não é precedido pelo preço interno ( $p_t$ ) e que os termos de erros, semelhantes a  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  das equações (A.21) e (A.22), são não-correlacionados. Isso indica que a variável  $p_t^*$  pode ser considerada fortemente exógena.

O mesmo procedimento foi realizado para testar a exogeneidade de  $G_t$  na equação de equilíbrio do mercado de bens. Verificou-se que  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , agora testando para  $G_t$ , não são correlacionados, mas  $G_t$  é precedido por  $y_t$ , o que classifica  $G_t$  como fracamente exógena, suficiente para assumir  $G_t$  como exógena no modelo.

Por último, foi realizado o teste de restrições sobreidentificadoras, para testar se as variáveis instrumentais utilizadas em cada equação poderiam ser consideradas exógenas, fundamental para que o estimador de MQ2E permaneça eficiente. Esse teste é apresentado no Apêndice A. Como visto, o teste trata de calcular uma estatística qui-quadrado com  $q$  graus de liberdade ( $\chi^2_q$ ). A hipótese nula do teste é de que todas as variáveis instrumentais utilizadas podem ser consideradas como exógenas, contra a hipótese alternativa de que pelo menos

uma das variáveis instrumentais não é exógena. A Tabela 11 apresenta o valor calculado das estatísticas para cada uma das equações.

**Tabela 11** – Teste de restrições sobreidentificadoras

Equações	Valor da estatística $\chi^2_q$
Demanda por Moeda	$\chi^2_3 = 10,976$
Paridade Descoberta dos Juros	$\chi^2_3 = 0,9604$
Paridade do Poder de Compra	$\chi^2_3 = 1,4308$
Equilíbrio no mercado de bens	$\chi^2_3 = 1,7848$

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 11, o valor da estatística para as equações da paridade descoberta dos juros (PDJ), da paridade do poder de compra (PPC) e do equilíbrio no mercado de bens não é significativo, indicando que as variáveis instrumentais utilizadas nas respectivas equações podem ser consideradas exógenas, em um nível de significância de 5%. Já para a equação da demanda por moeda, só é possível assumir que as variáveis instrumentais utilizadas são exógenas quando se considera um nível de significância de 1%.

Realizados os testes de endogeneidade, exogeneidade e de restrições sobreidentificadoras, acredita-se que não houve falha óbvia de identificação do modelo, o que, reiterando, faz com que a condição de ordem seja suficiente para identificar o modelo.

Por fim, antes de apresentar as equações que compõem o modelo, são apresentados os testes de autocorrelação e de heterocedasticidade nos resíduos. A Tabela 12 traz os valores das estatísticas dos testes feitos para os resíduos de cada equação. Na equação da paridade descoberta dos juros (PDJ) os erros não são correlacionados, mas são heterocedásticos, enquanto na equação das exportações líquidas os erros são autocorrelacionados, porém não são heterocedásticos. Nas demais equações, identificaram-se os dois problemas. A alternativa foi estimar o modelo com a correção de Newey-West, obtendo erros-padrão robustos à autocorrelação e à heterocedasticidade.

**Tabela 12** – Testes de autocorrelação (Breusch-Godfrey) e de heterocedasticidade (teste de White) nos resíduos das equações estimadas

Equação	Estatística do teste de Breusch-Godfrey	Estatística do teste de White
Demanda por moeda	73,8753 <sup>***</sup>	71,08126 <sup>***</sup>
PDJ	0,00000 <sup>ns</sup>	21,49348 <sup>***</sup>
PPC	69,74798 <sup>***</sup>	10,39120 <sup>**</sup>
Equilíbrio no mercado de bens	14,68012 <sup>***</sup>	42,63228 <sup>***</sup>
Exportações líquidas	26,00093 <sup>***</sup>	9,284109 <sup>ns</sup>

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>\*\*\*</sup> - significativo a 1%    <sup>\*\*</sup> - significativo a 5%    <sup>ns</sup> – não-significativo

Obs: As hipóteses nulas dos testes são de que os erros são não-correlacionados e homocedásticos.

Como não foi detectada a simultaneidade na equação das exportações líquidas, ela foi estimada por MQO. O cálculo do estimador de MQO diante da utilização de séries não-estacionárias é inconsistente, sendo necessário realizar testes de raiz unitária sobre as séries que compõem a equação das exportações líquidas. Para que os testes de raiz unitária não sejam viesados, verificou-se inicialmente a presença de quebras estruturais em cada uma das séries.

Para a série de taxa de câmbio à vista, buscou-se verificar a presença de dois *outliers* ou a possível existência de duas quebras estruturais. O primeiro se refere ao mês de outubro de 2001, buscando observar uma possível influência sobre o câmbio, em decorrência dos ataques terroristas de 11 de setembro de 2001. O segundo *outlier* a ser verificado é referente ao mês de outubro de 2002, tentando captar os efeitos da eleição presidencial.

Os resultados apresentados no Apêndice B, assim como o comportamento das séries no tempo, mostraram que as eleições presidenciais de 2002 de fato geraram uma quebra estrutural na série da taxa de câmbio à vista, o que não ocorreu com os ataques terroristas aos EUA em setembro de 2001. Uma vez retirada a influência desse evento da série de câmbio à vista, foi realizado o teste ADF de raiz unitária, indicando que o câmbio à vista pode ser considerado uma variável I(1) para o período estudado.

Com relação às exportações líquidas, considerou-se a presença de um *outlier*, referente ao mês de setembro de 2002, com o intuito de captar a desvalorização cambial incentivada pelas desconfianças referentes ao resultado



da eleição presidencial. Pôde-se constatar que a desvalorização cambial desse período colaborou para que houvesse uma quebra nesse ponto da série de exportações líquidas. Retirada a influência das eleições sobre a série, foi realizado o teste ADF de raiz unitária, constatando que as exportações líquidas podem ser consideradas uma variável  $I(1)$ .

Os preços internos apresentaram um possível *outlier* no mês de abril de 2003, logo após o término do mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso. Os resultados mostraram que não há quebra estrutural na série de preços internos. O teste ADF indicou que a série é  $I(1)$ .

Na série de preços externos, buscou-se observar a presença de quebra estrutural referente ao mês de outubro de 2001. Conclui-se que a série não apresentou quebra estrutural, e o teste ADF indicou que os preços externos são  $I(1)$ .

Quanto à renda externa, analisou-se a possibilidade de *outliers* nos meses de outubro de 2001, fevereiro de 2002 e dezembro de 2004. Apenas em dezembro de 2004 constatou-se a presença de quebra estrutural na série. Uma vez retirada a influência deste *outlier*, realizou-se o teste ADF, o qual indicou que a série de renda externa é  $I(1)$ .

Diante disso, foi necessário verificar se tais variáveis são co-integradas. Caso fosse confirmado, dever-se-ia estimar um Modelo de Correção de Erros. Por outro lado, não sendo as variáveis co-integradas, deve-se estimar a equação valendo-se da primeira diferença destas. A Tabela 13 apresenta o teste de co-integração do Máximo Valor para as variáveis da equação de exportações líquidas.

**Tabela 13** – Teste do máximo valor de co-integração para as variáveis exportações líquidas, renda interna, renda externa e taxa de câmbio à vista

	Valor observado	Valor crítico-tabelado (5% de significância)
$r = 0$	32,18872	33,87687 <sup>ns</sup>
$r = 1$	20,71459	27,58434 <sup>ns</sup>
$r = 2$	14,76508	21,13162 <sup>ns</sup>
$r = 3$	9,514573	14,26460 <sup>ns</sup>
$r = 4$	17,8732	3,841466 <sup>**</sup>

Fonte: elaborado pelo autor.

<sup>ns</sup> – não-significativo; <sup>\*\*</sup> - significativo a 5%

Como pode ser observado na Tabela 13, as variáveis que compõem a equação de exportações líquidas não são co-integradas. Dessa forma, essa equação foi estimada valendo-se das primeiras diferenças das variáveis.

Terminados os testes preliminares, as equações que compõem o modelo (4.1) – (4.8) são apresentadas na Tabela 14.

**Tabela 14** – Modelo estimado, composto pelas equações (4.1) – (4.8)

Variável dependente	Variáveis Explicativas				
$(s_{t+1} - s_t)$	1,4311( $f_t - s$ ) (0,3170)*** Instrumentos: $i_t^*$ , $y_{t-1}$ , $s_{t-1}$ e $m_{t-1}$				
$m_t - p_t$	13,2736 (2,2131)**	-0,7022( $i_t$ ) (0,1456)**	0,0006( $y_t$ ) (0,1785) <sup>ns</sup>	Instrumentos: $i_t^*$ , $y_{t-1}$ , $s_{t-1}$ , $m_{t-1}$ e $p_t^*$	
$y_t$	2,8429 (89,534) <sup>ns</sup>	-0,0923( $i_t$ ) (5,9303) <sup>ns</sup>	-0,3655( $G_t$ ) (2,5260) <sup>ns</sup>	0,1172( $Z_t$ ) (2,5260) <sup>ns</sup>	1,1142( $y_{t-1}$ ) (0,9499) <sup>ns</sup>
$p_t$	Instrumentos: $i_t^*$ , $y_{t-1}$ , $s_{t-1}$ , $m_{t-1}$ , $p_t^*$ e $y_t^*$				
	-12,5409 (0,9866)**	0,7092( $s_t$ ) (0,0572)**	3,5915( $p_t^*$ ) (0,2223)**	Instrumentos: $i_t^*$ , $y_{t-1}$ , $s_{t-1}$ e $m_{t-1}$	
$\Delta(Z_t)$	-0,0004 (0,0098) <sup>ns</sup>	0,5050( $\Delta s_t$ ) (0,2512)**	-0,5896( $\Delta p_t$ ) (0,5199) <sup>ns</sup>	1,9367( $\Delta p_t^*$ ) (1,7526) <sup>ns</sup>	2,8337( $\Delta y_t^*$ ) (1,5082)*
O método de estimação foi o MQO, ou seja, não se utilizou instrumentos					

Fonte: Elaborado pelo autor.

\*\*\* - significativo a 1%    \*\* - significativo a 5%    \* - significativo a 10%    <sup>ns</sup> – não-significativo

- Os valores entre parênteses são os respectivos desvios-padrão dos parâmetros estimados robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação.
- A escolha das variáveis que seriam utilizadas como instrumentos, para cada equação, foi baseada na correlação entre as variáveis instrumentais e as variáveis endógenas explicativas de cada equação.

Como pode ser observado, o prêmio futuro está diretamente relacionado com a depreciação futura da moeda. Foi realizado o teste de Wald para verificar se o parâmetro estimado para  $\beta_1$  é estatisticamente igual a 1. O resultado da estatística do teste foi de 1,8508 (não-significativo), ou seja, não é possível rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente do prêmio futuro seja igual a 1. Isso confirma os resultados encontrados até o momento, de que o mercado de câmbio brasileiro pode ser considerado eficiente quando levada em consideração a simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros.

A considerável queda no prêmio de risco, assim como em sua variância, a confirmação de que não estaria ocorrendo desvios das expectativas racionais e a indicação de que a política adotada pelo Banco Central do Brasil é deixar claras as regras do jogo, eliminando erros de expectativas racionais, podem ter levado o mercado de câmbio brasileiro a atuar de forma eficiente no período estudado, inserindo essas informações na formação das expectativas. Esse resultado contrasta com os encontrados por Garcia e Olivares (2001), Miguel (2001) e Sachsida et al. (1999), em que o mercado de câmbio brasileiro se mostrou ineficiente. Entretanto, deve-se levar em consideração que no período estudado o País assumiu uma política de câmbio flutuante e a manutenção dessa política aumentou consideravelmente a credibilidade das autoridades monetárias, eliminando as possibilidades de viés. Embora tenha ficado claro que houve intervenções no mercado de câmbio durante esse período, tem de ser levado em consideração que essas intervenções poderiam ser incorporadas às previsões, dado o comportamento do governo.

Outro ponto importante é que os trabalhos citados não consideravam a simultaneidade entre os juros e o câmbio - único fator que, se desconsiderado, poderia gerar viés nas expectativas, no período estudado. A revisão feita no capítulo 2 indica a intenção do Bacen em sempre anunciar ou sinalizar as mudanças de políticas ou a adoção de qualquer mecanismo ou intervenção com certa antecedência, no período de janeiro de 1999 a março de 2007, fornecendo, algumas vezes, até a magnitude das intervenções, de maneira que o mercado possa construir da melhor forma possível suas expectativas, além de o Bacen deixar explícito que sua ferramenta de controle de preços foi a taxa de juros de

curto prazo e que, por sua vez, afetaria a taxa de câmbio. Diante dessas informações, os agentes passam a considerar a relação simultânea entre câmbio e juros.

A questão do viés de simultaneidade deve ser levada mais em consideração quando se observam os resultados encontrados na seção 5.1. Mesmo que esse viés exista, ele pode ser eliminado quando se estima a equação da paridade descoberta dos juros, levando a simultaneidade em consideração, visto que o parâmetro estimado por MQO na seção 5.1 (Tabela 3) foi estatisticamente diferente de 1, ao passo que o parâmetro estimado por MQ2E (Tabela 14) foi estatisticamente igual a 1. Resumindo, pode-se concluir que o mercado de câmbio no Brasil foi eficiente durante o período estudado e que a presença de viés só se verifica quando é ignorada a relação entre a taxa de câmbio e a taxa de juros.

A simultaneidade entre as taxas de câmbio e de juros chama a atenção para o fato de se utilizar adequadamente a política monetária, assim como para a importância dessa política para a estabilização do câmbio. Para Hermann (2006), as autoridades monetárias brasileiras optam por uma menor volatilidade da taxa de câmbio em detrimento de uma variação maior na taxa interna de juros. A comprovação da simultaneidade entre essas variáveis ratifica, de certa forma, esse ponto de vista, principalmente quando se observa que a taxa de juros foi o principal instrumento de política monetária utilizado no período analisado.

No mercado monetário (equação (4.2)), observou-se que os sinais dos parâmetros estimados para a taxa de juros e para a renda são coerentes, muito embora a renda não tenha afetado significativamente a demanda por moeda no período analisado. Por outro lado, a taxa de juros afetou significativamente a demanda por moeda, sendo que um aumento de 1% na taxa de juros reduziria em 0,7% a demanda por moeda. Essa considerável influência poderia ser explicada pela forte política de controle da taxa de juros, aliada às altas taxas praticadas por um longo período de tempo, como tentativa de controle de preços. Já para a renda, pode-se dizer que não houve significativo crescimento no período estudado, o que acabaria refletindo na pouca interferência sobre a demanda real de moeda.

A equação (4.3) de equilíbrio no mercado de bens não apresentou bom ajustamento. Contudo, destaca-se que, à exceção dos gastos do governo, as demais variáveis apresentaram sinais coerentes. As relações no mercado de bens, envolvendo a produção, são relações que se ratificam mais no longo prazo. Este trabalho abarcou um período de aproximadamente sete anos, que pode ser considerado de curto a médio prazo, o que explicaria o fato de os parâmetros não terem sido significativos.

Os resultados encontrados para as equações de equilíbrio nos mercados monetário e de bens podem ser um indicativo de que, diante do fato de se estar adotando um regime de câmbio flutuante, a política geraria efeitos significativos sobre o PIB, ao mesmo tempo que seria estéril. A não-significância dos parâmetros estimados na equação do equilíbrio no mercado de bens aponta que as variáveis contidas nessa equação não deslocariam o produto, pelo menos em um curto período de tempo. Já no caso da equação de equilíbrio do mercado monetário, percebe-se que a taxa interna de juros afeta significativamente a quantidade de moeda de equilíbrio. Os juros internos foram a principal variável de política monetária desde o início do Plano Real. Isso indica que essas políticas seriam capazes de surtir efeitos sobre a produção, pelo menos no curto prazo.

Para a paridade do poder de compra (PPC), constatou-se que houve desvios na PPC. Foi realizado o teste de Wald, verificando, conjuntamente, as hipóteses nulas de que  $\delta_0 = 0$ ,  $\delta_1 \neq 0$  e  $\delta_2 \neq 0$ . O valor da estatística do teste foi de 11929,61, significativo a 1%, rejeitando, portanto, as hipóteses nulas. Esses desvios são esperados, em razão dos diferentes custos de transporte e de transação, além dos encargos tributários e das imperfeições de mercado. Pode-se observar que os sinais são coerentes com a teoria econômica e que os preços internacionais exercem influência consideravelmente superior sobre os preços internos, comparados com a taxa de câmbio, dando o primeiro sinal de que a economia brasileira é extremamente sensível a flutuações externas.

Por fim, os resultados encontrados para a equação das exportações líquidas mostram que as exportações brasileiras são dependentes do crescimento econômico externo, dado que a renda externa foi a variável que apresentou maior influência sobre as exportações líquidas do Brasil no período do estudo. Outra

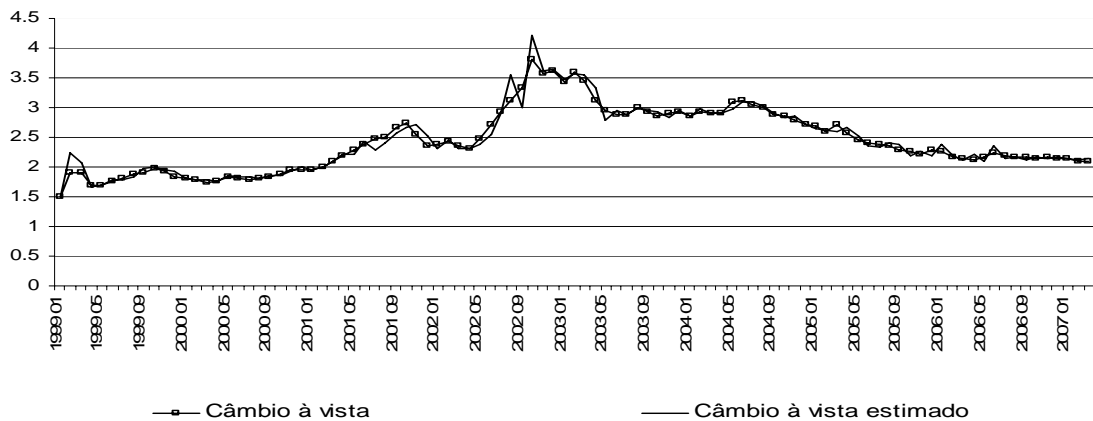
variável importante para determinar as exportações líquidas foi a taxa de câmbio à vista. Tanto a renda externa quanto a taxa de câmbio à vista afetaram positivamente as exportações líquidas, o que era esperado, visto que o aumento da renda externa eleva a demanda de produtos exportados pelo Brasil e o aumento da taxa de câmbio deixa os bens brasileiros mais baratos no mercado externo. Durante o período analisado, a taxa de câmbio teve sua volatilidade reduzida e observou-se considerável crescimento externo. Esse crescimento foi a variável fundamental para o aumento das exportações líquidas brasileiras e, conseqüentemente, por parcela significativa da elevação da produção interna. A redução da volatilidade da taxa de câmbio à vista pode ter diminuído sua interferência sobre as exportações líquidas.

O preço interno e o preço externo não afetaram significativamente as exportações líquidas. Contudo, a relação encontrada entre as variáveis foi a que se esperava.

## **5.5. Previsões**

Na seção anterior verificou-se que o ajustamento do modelo, quanto a testar hipóteses de causa e efeito, não foi o melhor possível, principalmente no que se refere às relações no mercado de bens e para explicar as exportações líquidas. Nesta seção, procurou-se verificar o ajustamento do modelo quanto à previsão.

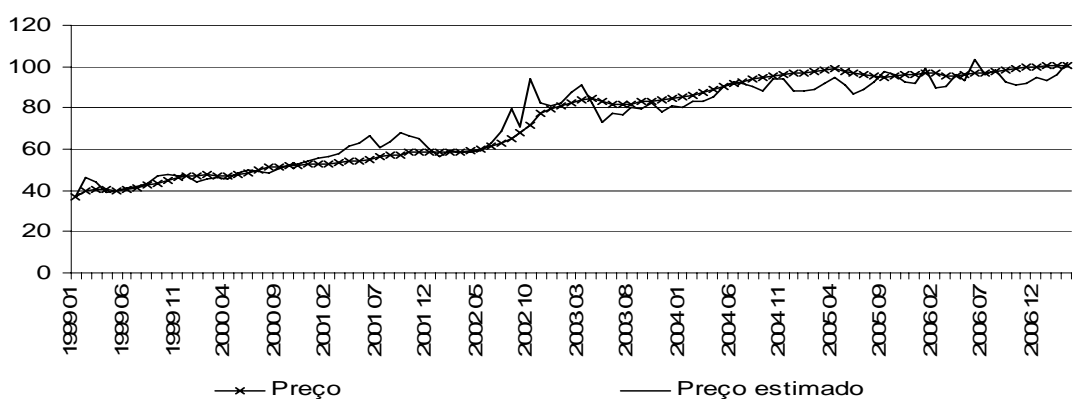
Inicialmente são apresentados os gráficos das séries de câmbio à vista, preços internos, produção e exportações líquidas, assumindo que elas seriam, a princípio, as principais variáveis do modelo. As Figuras 5.5, 5.6, 5.7 e 5.8 apresentam, respectivamente, a taxa de câmbio, os preços internos, a produção e as exportações líquidas, observada e estimada, no período de janeiro de 1999 a março de 2007. Os valores previstos foram construídos a partir do modelo da Tabela 14, valendo-se dos dados observados das demais variáveis.



Fonte: Elaborado pelo autor.

**Figura 5.5** – Evolução do câmbio observado e do câmbio previsto, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.

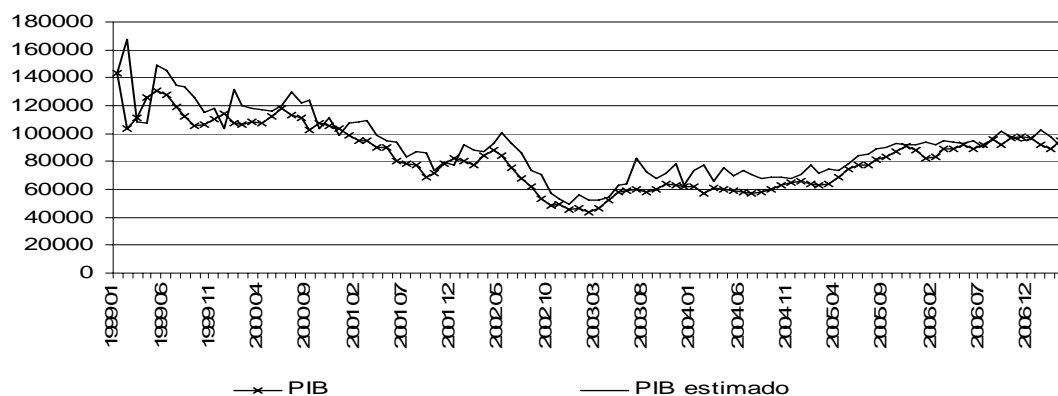
Pode-se observar que, nos quatro casos, as séries estimadas apresentam o mesmo comportamento, respeitando, inclusive, os pontos de inflexão das séries observadas. A análise gráfica auxilia, mas o cálculo da raiz do erro de simulação quadrático médio percentual e da desigualdade de Theil fornece melhores indicativos a respeito do poder de previsão do modelo. Essas estatísticas são apresentadas na Tabela 15.



Fonte: Elaborado pelo autor.

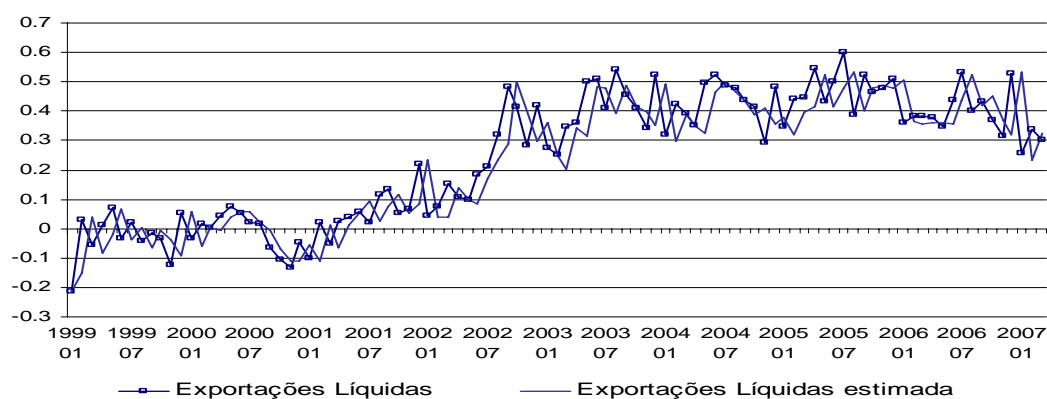
**Figura 5.6** – Evolução dos preços internos observados e dos preços internos previstos, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.





Fonte: Elaborado pelo autor.

**Figura 5.7** – Evolução do PIB observado e do PIB previsto, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.



Fonte: Elaborado pelo autor.

**Figura 5.8** – Evolução das exportações líquidas observadas e das exportações líquidas previstas, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.

**Tabela 15** – Estatística para verificar o ajustamento do modelo quanto à previsão da taxa de câmbio, dos preços internos, das exportações líquidas e da produção

Variável	Raiz do erro de simulação quadrático médio percentual	Desigualdade de Theil ( $U$ )	Decomposição da Desigualdade de Theil
Taxa de câmbio	0,0386	0,0021	$U^M = 0,0220$ $U^S = 0,0166$ $U^C = 0,9713$
<b>Preços internos</b>	<b>0,0756</b>	<b>0,0064</b>	$U^M = \mathbf{0,0020}$ $U^S = \mathbf{0,1410}$ $U^C = \mathbf{0,8671}$
Exportações Líquidas	1,7070	0,0199	$U^M = 0,0347$ $U^S = 0,0012$ $U^C = 0,9738$
<b>Produção</b>	<b>0,1540</b>	<b>0,0071</b>	$U^M = \mathbf{0,4657}$ $U^S = \mathbf{0,0105}$ $U^C = \mathbf{0,5292}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como pode ser observado, a raiz do erro quadrático médio percentual e a desigualdade de Theil assumem valores bem pequenos, próximos de zero, indicando que o modelo apresentou bom poder de previsão. Além disso, a decomposição da desigualdade de Theil nas proporções de tendenciosidade ( $U^M$ ), variância ( $U^S$ ) e covariância ( $U^C$ ) aponta que não há erros sistemáticos de previsão (o que seria caracterizado por  $U^M > 0,20$ ) e que o modelo foi capaz de replicar o grau de variabilidade das variáveis em questão (caracterizado por um  $U^S > 0,20$ ), exceto para o caso do PIB<sup>36</sup>. Contudo, no caso desta variável, encontraram-se valores bem baixos para a raiz do erro quadrático médio percentual e para a desigualdade de Theil, o que não descarta a possibilidade de o modelo apresentar bom poder preditivo para o PIB. Complementando, os valores encontrados para  $U^C$  próximos de 1 indicam que o modelo cometeria, a princípio, erros não-sistemáticos.

<sup>36</sup> A avaliação de modelos para previsão é detalhada no Apêndice A.

A Tabela 16 apresenta a Raiz do Erro de Simulação Quadrático Médio Percentual e o erro de previsão, de cada observação, para um período não compreendido na análise (abril a agosto de 2007).

**Tabela 16** - Estatística para verificar o ajustamento do modelo quanto à previsão da taxa de câmbio, dos preços internos, das exportações líquidas e da produção no período de abril a agosto de 2007

Período	Erro % (Câmbio)	Erro % (Preços)	Erro % (Exportações líquidas)	Erro % (Produção)
04/2007	0,0307	0,8393	36,1506	0,1469
05/2007	2,7136	4,5577	32,1323	15,6632
06/2007	0,5466	0,5270	8,0408	21,0711
07/2007	2,1702	2,4230	26,272	25,1980
08/2007	5,2636	4,9710	67,9783	24,4186
Raiz do Erro de Simulação Quadrático Médio Percentual	0,0283	0,0323	0,3928	0,1959

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quando são considerados os valores previstos para observações que não estão contidas na amostra, o modelo continua apresentado bom ajustamento para previsão com relação ao câmbio e aos preços internos. Para essas variáveis, o erro de previsão para um período imediato fora da amostra é menor do que 1% e atinge valor máximo de 5%, aproximadamente, cinco períodos à frente. Com relação a variáveis reais, produção e exportações líquidas, o ajustamento de previsão piora consideravelmente quando se consideram previsões passo à frente. O modelo continua apresentando poder preditivo para a produção quando se considera apenas um período à frente. Quando se estende para dois períodos ou mais, o erro se eleva consideravelmente, assim como a raiz do erro de simulação quadrático médio percentual.

Resumindo, o modelo estimado mostrou-se um bom previsor para a taxa de câmbio, os preços internos, as exportações líquidas e relativamente para a produção, quando são consideradas as observações contidas no modelo. Para observações à frente, o modelo deixa de ser um bom previsor para variáveis reais, produção e exportações líquidas. O fato de variáveis reais apresentarem

uma relação de longo prazo pode explicar a queda no ajustamento de previsão dessas variáveis, visto que o período estudado compreende, aproximadamente, sete anos e utiliza dados mensais.

## **5.6. Resultados dos Cenários**

Diante dos resultados acerca do poder preditivo e do ajustamento do modelo, considerou-se interessante a criação de dois cenários, em que o principal objetivo seria observar como variações na taxa de câmbio afetariam o restante da economia. Os resultados servem também como forma de verificar se o modelo, de fato, reflete as relações e decisões tomadas pelos agentes econômicos.

Dessa forma, criou-se um cenário considerando que a taxa de câmbio esperada cresceria a uma taxa de 5% ao mês, durante um período de seis meses. O objetivo foi poder fazer com que, dado esse choque na taxa de câmbio esperada, a taxa de câmbio à vista variasse e, a partir daí, observar as movimentações no restante da economia. Este cenário foi denominado de Cenário 1.

Para a construção do segundo cenário, assim como anteriormente, variou-se novamente a taxa de câmbio esperada, só que desta vez admitindo uma redução mensal de 5%, durante os mesmos seis meses. Essa variação, por sua vez, afeta a taxa de câmbio à vista, e, com isso, será observado como se comporta o restante da economia. Este cenário foi denominado de Cenário 2. Ambos os cenários foram comparados com um cenário-base, que reflete os valores previstos das variáveis endógenas do modelo. É importante ficar claro que a variação de 5% ao mês na taxa de câmbio esperada foi representada por uma variação na taxa de câmbio futura, visto que não se pode rejeitar que as expectativas são formadas racionalmente e que não foi confirmada a presença de viés de erro de expectativa nem de risco cambial. Além disso, a variação foi aplicada aos últimos seis meses da amostra.

A Tabela 17 informa a variação média das variáveis durante o período de seis meses, dada uma variação inicial na taxa de câmbio esperada e, por consequência, na taxa de câmbio à vista, para os dois cenários.

**Tabela 17** – Efeito de uma variação inicial na taxa de câmbio à vista sobre o restante da economia

	Variação percentual					
	$s_t$	$p_t$	$Z_t$	$(m_t - p_t)$	$i_t$	$y_t$
<b>Cenário1</b>	22,1449	15,0468	10,0607	-2,5676	3,8331	0,0947
<b>Cenário2</b>	-14,6986	-11,0619	-10,1498	0,0201	-2,7654	-0,1193

Fonte: Elaborado pelo autor.

Analisando o Cenário 1, o efeito de um aumento mensal na taxa de câmbio esperada geraria aumento nos retornos dos ativo em dólares, medidos em reais, o que faz com que a taxa de câmbio à vista se eleve para manter o mercado de câmbio em equilíbrio. O aumento do câmbio à vista, segundo a paridade do poder de compra (ver a função estimada na Tabela 14), elevaria o nível dos preços internos. Como pode ser observado, o aumento na taxa de câmbio supera a elevação dos preços internos, gerando efeito positivo sobre as exportações líquidas. O aumento nos preços também reduz a oferta real de moeda, iniciando um processo de elevação da taxa de juros. Observando que a elevação percentual dos juros é inferior à encontrada nas exportações líquidas, há um processo de elevação na produção, visto que esta é afetada tanto pela taxa de juros quanto pelo saldo da balança comercial. Esse aumento no produto tende a expandir a demanda por moeda, contribuindo para que a taxa de juros se eleve ainda mais. Para finalizar, o aumento dos juros acaba por fazer com que, num segundo momento, a taxa de câmbio à vista caia para manter o mercado de câmbio em equilíbrio, permanecendo, contudo, acima do nível de equilíbrio inicial. Isso caracterizaria o *overshooting* da taxa de câmbio descrito por Dornbusch.

Esses movimentos são dinâmicos, e no final dos seis meses encontram-se aumentos referentes aos níveis de equilíbrio iniciais: de 22,14% na taxa de câmbio à vista; 15,04% nos preços internos; 10,06% nas exportações líquidas; 3,83% na taxa de juros; reduções de 2,56% na quantidade real de moeda de equilíbrio; e elevações de 0,09% no valor do produto de equilíbrio.

Observou-se que um pequeno aumento nos juros internos (3,83%) compensou uma considerável elevação das exportações líquidas (10,06%), praticamente impedindo o crescimento da produção. Esse resultado indica que a “locomotiva” da economia brasileira, no período de 1999 a 2007, foram as exportações.

Logo após a adoção do regime de câmbio flutuante houve elevação do câmbio, impulsionando as exportações e inibindo as importações. Contudo, o aumento nas exportações líquidas foi sensivelmente maior do que o acréscimo na produção. Para conter a fuga de capitais e a desvalorização da moeda, o governo elevou a taxa de juros, eliminando o efeito das exportações líquidas sobre o valor da produção. Isso ilustra a importância da política monetária em um regime de câmbio livre.

A partir do ano de 2003, o efeito oposto é observado, ocorrendo valorização da moeda brasileira. Isso foi testado no Cenário 2. Neste cenário, admitiu-se redução de 5% ao mês, num período de seis meses, na taxa de câmbio esperada. Essa redução diminuiu o rendimento dos ativos em dólares medidos em reais, provocando queda da taxa de câmbio à vista para manter o mercado de câmbio em equilíbrio. A queda na taxa de câmbio à vista desencadeou uma retração nos níveis dos preços internos. Uma vez que a queda no câmbio foi maior do que a redução dos preços, houve diminuição no saldo da balança comercial. Contemporaneamente, a queda nos preços provocou acréscimo na oferta real de moeda, iniciando um movimento de redução na taxa de juros. Essa baixa nos juros (-2,76%), por ser consideravelmente inferior à queda das exportações líquidas (-10,14%), parece ter surtido mais efeito sobre o produto, de modo que, na média, ocorreu uma modesta queda do produto (-0,11%), durante o período total.

Esse resultado comprova mais uma vez que a influência da taxa interna de juros foi, sensivelmente, mais significativa sobre a produção do que as exportações líquidas, visto que uma pequena redução nos juros é capaz de anular a queda da produção proveniente de uma considerável queda nas exportações líquidas. Isso comprova novamente a efetividade da política monetária diante de um regime de câmbio flutuante.

No final do processo, observaram-se reduções de, aproximadamente, 14,69% na taxa de câmbio, de 11,06% nos preços internos, de 10,14% nas exportações líquidas, de 2,76% na taxa de juros e de 0,11% no produto, além de aumento de 0,02% na quantidade real de moeda.

O resultado encontrado com a construção dos dois cenários reforça o fato, citado no capítulo 1 e no capítulo 3, seção 3.3.1, deste trabalho, de que as taxas de juros e de câmbio são simultaneamente determinadas. Além disso, fica claro que o efeito do câmbio sobre os preços é neutralizado em parte pela política de variação na taxa de juros, o que justificaria a preferência, segundo Hermann (2006), que o governo tem de reduzir a volatilidade da taxa de câmbio em detrimento de uma maior volatilidade na taxa de juros.

Outro ponto importante é o fato de que o câmbio à vista e, conseqüentemente, os preços e os juros são muito mais sensíveis a aumentos na taxa de câmbio esperada do que a redução nesta, indicando certa assimetria, quanto a esse fato, na economia. Isso explicaria os movimentos vivenciados pela economia brasileira no segundo semestre de 2007, em que um processo de redução na taxa de câmbio, porém a taxa de juros não acompanha essa redução de perto. Por outro lado, em momentos em que a moeda brasileira se desvalorizou significativamente, como no período eleitoral de 2002, a taxa de juros acompanhou de perto o aumento do câmbio.

A simulação feita com o uso do modelo estimado deixa claro que a taxa de juros é a ferramenta utilizada para frear o crescimento dos preços e equilibrar os mercados de câmbio, monetário e real, no período analisado. No entanto, o modelo não permite afirmar que essa ferramenta é a mais adequada, embora ela se mostre, provavelmente, eficiente perante seus propósitos.

Outro ponto importante é com relação às previsões feitas com o modelo estrutural construído. Verificou-se que um modelo estrutural que incorpora informações significativas acerca das principais variáveis econômicas pode ser utilizado não só como análise de relações econômicas, mas também com o objetivo de prever o comportamento de determinadas variáveis.

O comportamento das variáveis nos dois cenários construídos e a narração das possíveis relações que levariam a esses acontecimentos em uma economia

mostram que os dados referentes à economia brasileira e, conseqüentemente, os acontecimentos contemporâneos caminham no sentido de comprovar a eficiência e os fundamentos da política econômica adotada pelo governo e pelo Banco Central a partir de 1999.

Por fim, a resposta das exportações líquidas, da taxa interna de juros e, conseqüentemente, do produto diante um aumento da taxa de câmbio à vista indica que, embora as condições externas tenham se apresentado fundamentais na determinação do produto interno, o ambiente interno, captado pelo nível da taxa de juros, exerceu influência significativamente maior sobre a produção brasileira no período.

Esse resultado mostrou que as condições externas e, por conseguinte, as exportações líquidas foram fundamentais para a economia brasileira no período, no sentido de evitar uma queda maior do produto interno. Essa queda seria proveniente da prática de uma elevada taxa interna de juros. Resumindo, pode-se concluir que, embora os fatores externos tenham colaborado, as condições internas foram decisivas na determinação da produção brasileira no período analisado.



## 6. CONCLUSÃO

A economia brasileira vem sofrendo, desde o início da década de 1990, um progressivo processo de abertura comercial e do mercado de capitais. Esse processo colabora para a internacionalização da economia e, conseqüentemente, faz da taxa de câmbio uma das principais variáveis econômicas, uma vez que ela possibilita a ligação da economia brasileira com o restante do mundo.

Diante disso, buscou-se determinar a influência da taxa de câmbio sobre as demais variáveis econômicas no Brasil. Estimou-se um modelo, para o período de janeiro de 1999 a março de 2007, contendo as equações do equilíbrio do mercado monetário, do equilíbrio no mercado de bens, da paridade do poder de compra, da paridade descoberta dos juros e das exportações líquidas, visando analisar e quantificar a influência da taxa de câmbio sobre a taxa interna de juros, os preços internos, a produção e as exportações líquidas brasileiras.

Entretanto, uma análise que parte de variações na taxa de câmbio não pode deixar de considerar que o mercado de câmbio brasileiro estaria sujeito a determinados vieses. Primeiramente, investigou-se a possibilidade de ocorrência de viés gerado por um prêmio de risco no mercado de câmbio. Os resultados comprovaram a existência do prêmio de risco cambial no período da análise. Contudo, esse risco cambial não apresentou variação significativa, não exercendo, portanto, influência na determinação da taxa de câmbio. Isso eliminaria a possibilidade de viés no mercado de câmbio, proveniente de risco cambial.

Mesmo rejeitando a possibilidade de ocorrência de viés proveniente do prêmio de risco, na análise feita foi possível identificar a presença de viés no mercado de câmbio brasileiro, uma vez que o parâmetro que relaciona o prêmio futuro do mercado de câmbio à variação da taxa de câmbio pôde ser considerado estatisticamente menor do que 1. Diante disso, verificou-se se esse viés poderia ser proveniente de erros e/ou desvios de expectativas racionais. Os testes realizados rejeitaram a possibilidade de o viés no mercado de câmbio ser proveniente de erros e/ou desvios de expectativas racionais. Os agentes desse mercado estariam formando suas expectativas de forma racional, ou seja, com base em todas as informações possíveis referentes às principais variáveis econômicas. Isso é um indicativo de que os agentes considerariam as questões estruturais da economia brasileira no momento de prever as variações na taxa de câmbio. Além disso, a forma clara como o governo brasileiro conduziu a política monetária e cambial, sinalizando com antecedência as mudanças de política e intervenções ou operações no mercado de câmbio, no período estudado, minimizou a possibilidade de os agentes do mercado de câmbio cometerem desvios de expectativas, possibilitando a incorporação dessas informações na formação das expectativas. Essas intervenções foram confirmadas através da estimação de um índice de intervenção governamental no mercado de câmbio. Esse resultado poderia ser encarado como uma medida de credibilidade das autoridades monetárias brasileiras, no período estudado.

Eliminando a possibilidade de viés no mercado de câmbio, proveniente de risco cambial e erros e/ou desvios de expectativas, resta testar a formação de viés no mercado de câmbio gerado pela não consideração da simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa interna de juros. Para isso, foi estimada, por meio do método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), a equação da paridade descoberta dos juros (PDJ). Caso o viés no mercado de câmbio estivesse sendo gerado pela não consideração da simultaneidade entre essas variáveis, a estimação por MQ2E detectaria essa simultaneidade e eliminaria o viés formado por ela. O parâmetro estimado, que mostra a relação entre o prêmio futuro do mercado de câmbio brasileiro e a variação na taxa de câmbio, foi estatisticamente igual a 1. Esse resultado indica que, no período da análise, o mercado de câmbio

brasileiro foi eficiente quando se considera a simultaneidade entre a taxa de câmbio e a taxa de juros. Diversos estudos, citados no capítulo 3, seção 3.4, concluíram que o mercado de câmbio brasileiro apresentou viés de risco cambial, sendo, portanto, ineficiente. Mesmo que tais trabalhos tenham considerado períodos diferentes daquele do presente estudo, o viés de simultaneidade deve ser testado e levado em consideração primeiramente. O fato de não considerar esse viés levaria a conclusões enganosas a respeito do funcionamento do mercado de câmbio. Ao se confirmar o viés de simultaneidade e eliminá-lo, o mercado de câmbio pode ser considerado eficiente.

A constatação da eficiência do mercado de câmbio, quando se considera a simultaneidade entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, confirma a importante relação entre essas variáveis. Essa relação ratificaria o fato de que, em regimes de câmbio flutuante, a política monetária se mostra mais eficaz que a política fiscal e justificaria a utilização, por parte das autoridades monetárias brasileiras, da taxa de juros como instrumento de política para conter, por diversas vezes, a fuga de capital e, conseqüentemente, reduzir a volatilidade da taxa de câmbio.

Outro fato que destaca a importância da política monetária foi observado com a estimação, por MQ2E, das equações de equilíbrio no mercado de bens e de moeda. No mercado de bens não se obteve nenhuma estimativa significativa, ao passo que no mercado de moeda a taxa de juros afetou significativamente a quantidade de moeda de equilíbrio. O fato de as relações no mercado de bens não terem se mostrado estatisticamente significativas pode estar relacionado com o curto período de tempo analisado, uma vez que as relações nesse mercado se ratificam no longo prazo. Além disso, diversas questões estruturais, que levam um período de tempo maior para se ajustarem, não poderiam ter sido captadas pelo modelo estimado, o que prejudicaria o ajustamento estatístico do modelo. Entretanto, a não-significância estatística da equação de equilíbrio no mercado de câmbio poderia indicar que políticas fiscais não surtiriam efeito sobre o produto de equilíbrio, visto que no período considerado o Brasil adotou um regime de câmbio flexível.

Por outro lado, a insistência das autoridades monetárias em utilizar a taxa de juros como principal instrumento de política se justificaria, como dito

anteriormente, pela simultaneidade entre os juros e o câmbio e pela significância estatística da equação de equilíbrio no mercado monetário. Isso seria um indício de que, durante o período em que vigora o regime cambial flutuante, a política monetária brasileira estaria surtindo os efeitos esperados. Isso se fortalece quando foram feitas simulações admitindo aumentos e reduções na taxa de câmbio. Observou-se que, quando há elevações no câmbio, as exportações líquidas são responsáveis pelo crescimento da produção. No entanto, esse crescimento é reprimido pelo acréscimo na taxa de juros, proveniente da desvalorização da moeda brasileira. Verificou-se que basta um pequeno aumento nos juros para, praticamente, anular os efeitos de uma considerável elevação nas exportações líquidas, ratificando a forte influência da política monetária em um regime cambial flutuante. O mesmo resultado foi encontrado, só que em sentido oposto, quando se simulou uma queda da taxa de câmbio.

Pode-se concluir que, no período analisado, as exportações líquidas foram responsáveis pelo crescimento da economia brasileira - crescimento este que não foi maior devido às elevadas taxas de juros praticadas no período.

Para finalizar, observou-se que a paridade do poder de compra não vigorou no período analisado. Isso era de se esperar, uma vez que há diferenças fiscais entre os países, além de barreiras tarifárias e não-tarifárias e imperfeições de mercado. Outro ponto interessante é que a moeda brasileira se desvalorizou mais do que a razão entre os preços externos e internos. Esse resultado indica que o mercado considerou que a moeda brasileira estava supervalorizada no momento da adoção do regime cambial flutuante, em janeiro de 1999, e se encarregou de corrigir isso, além de buscar uma menor volatilidade da taxa de câmbio real em relação à taxa de câmbio nominal.

## REFERÊNCIAS

ARAÚJO, C. H. V.; SILVEIRA FILHO, G. B. da. Mudanças de regime no câmbio brasileiro. 2002. Disponível em: <[www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=1521](http://www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=1521)>. Acesso em: 08 de março de 2008.

BERGMAN, M. FAMA, “Forward and spot exchange rates”. 2006. Disponível em <<http://www.econ.ku.dk/okombe/IME2006/Fama2.pdf>>. Acesso em: 04 de setembro de 2006.

BONELLI, R. Políticas de competitividade industrial no Brasil – 1995/2000. 2001. Texto para Discussão 810. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_2001/td0810.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2001/td0810.pdf)>. Acesso em: 03 de novembro de 2006.

BRAGA, A. Determinantes da taxa de câmbio real, teoria e evidências empíricas: Uma aplicação para o Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 77-102, jan/mar. 2005.

CARVALHO, A.; DE NEGRI, J.A. Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998). 2000. Texto para Discussão 698. Disponível em: <<[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_2000/td698.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td698.pdf)>>. Acesso em: 03 de novembro de 2006.

CARVALHO, A.; PARENTE, M.A. Estimação de equações de demanda de importações por categoria de uso para o Brasil (1978/1996). 1999. Texto para Discussão N° 636. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_99/td\\_636.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_99/td_636.pdf)>. Acesso em: 03 de novembro de 2006.

CASTRO, A.S.; CAVALCANTI, M.A.F.H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. 1997. Texto para Discussão

469. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td0469.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0469.pdf)>. Acesso em: 03 de novembro de 2006.

CATALÃO, A. B.; YOSHINO, J. A. Fator de desconto estocástico no mercado acionário brasileiro. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 36, n. 3, p. 435-463. 2006.

CAVALCANTI, M.A.F.H.; FRISCHTAK, C.R. Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento. 2001. Texto para Discussão 821. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_2001/td\\_0821.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2001/td_0821.pdf)>. Acesso em: 03 de novembro de 2006.

CHRITY, D; GARCIA, M.G.P; MEDEIROS M.C. Tendenciosidade do mercado futuro de câmbio: Risco cambial ou erros sistemáticos de previsão? 2006. Disponível em: <[www.econ.puc-rio.br/mcm/Chrity,%20Garcia%20and%20Medeiros%20\(RBFin,%20in%20press\).pdf](http://www.econ.puc-rio.br/mcm/Chrity,%20Garcia%20and%20Medeiros%20(RBFin,%20in%20press).pdf)>. Acesso em: 25 de agosto de 2006.

ENGEL, C. M. The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence. **Journal of Empirical Finance**. v. 3, n. 4, p. 123-192. 1996.

FAMA, E. Forward and spot exchange rate. **Journal of Monetary Economics**. v. 14, p. 319-338. 1984.

FAMÁ, R. E CHAIA, A.J. Teorias de previsão da taxa de câmbio: um teste de eficiência no Brasil, Chile e México na segunda metade dos anos 90. **Cadernos de Pesquisa em Administração**. São Paulo. v. 8, n° 2, abr/jun. 2001.

FERRARI FILHO, F.; PAULA, L.F. DE. Regime cambial, conversibilidade da conta de capital e performance econômica: a experiência recente de Brasil, Rússia, Índia e China. In: In: SICSÚ, J e FERRARI FILHO, F. (Ed). **Câmbio e Controles de Capitais: avaliando a eficiência de modelos macroeconômicos**. Editora Elsevier. São Paulo. 2006. p. 184-221.

FRANKEL, J. A.; FROOT, K. A. Forward Discount Bias: is it na exchange risk premium? **The Quarterly Journal of Economics**. v. 104, n. 1, p. 139-161. 1989.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. 2001. Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontros2001/artigos](http://www.anpec.org.br/encontros2001/artigos)> . Acesso em: 10 de out. de 2005.

GARCIA, G.M. **Eficiência do mercado implícito de câmbio a termo no Brasil**. 2003. 44 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo.

GARCIA, M.G.P.; OLIVARES, G.A. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro. v. 55, n. 2, p. 151-182, abr/jun. 2001.

GAROFALO FILHO, E. **Câmbio, ouro e dívida externa: de Figueiredo a FHC**. São Paulo: Editora Saraiva. 2002. 462 p.

GAROFALO FILHO, E. **Câmbios: princípios básicos do mercado cambial**. São Paulo. Editora Saraiva. 2005. 313 p.

GONDIM, J.L.B.; DOMINGUES, E.P. Modelando o câmbio após a estabilização. 2003. Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf)> . Acesso em 11/07/2005.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Editora Makron Books, 2000. 846p.

HECK, S.K.T.; GARCIA, M.G.P. Previsibilidade do prêmio de risco cambial. 2006. Disponível em: <<http://www.sbe.org.br/ebe27/035.pdf>>. Acesso em: 12 de novembro de 2006.

HERMANN, J. Crescimento, restrição externa e fluxos de capital: uma análise da experiência brasileira nos anos 1990-2000. In: SICSU, J. e FERRARI FILHO, F. (Ed). **Câmbio e Controles de Capitais: avaliando a eficiência de modelos macroeconômicos**. Editora Elsevier. São Paulo. 2006. p. 157-183.

HOLANDA, M.C. Relações de longo prazo para exportações e importações do Brasil. 2000. Texto para Discussão N° 210. Fortaleza. Universidade Federal do Ceará, CAEN. Disponível em <[www.caen.ufc.br/TD3.htm](http://www.caen.ufc.br/TD3.htm)> . Acesso em 11/07/2005.

HOLANDA, M.C.; CAVALCANTE, M.T. Mobilidade de capital internacional no Brasil. 1997. Texto para discussão N° 199. Fortaleza. Universidade Federal do Ceará, CAEN. Disponível em: <[www.caen.ufc.br](http://www.caen.ufc.br)> . Acesso em: 11/07/2005.

HOLLAND, M; PEREIRA, P.L.V. Taxa de câmbio real e paridade do poder de compra no Brasil. 1999. Disponível em: <[pvalls.ibmec.br/artigos/ppp.pdf](http://pvalls.ibmec.br/artigos/ppp.pdf)>. Acesso em: 15 de agosto de 2006.

HSIAO, G. Cointegration and dynamic simultaneous equations model. **Econometrica**. v. 65, n. 3, p. 647 – 670. 1997a.

HSIAO, G. Statistical properties of the two-stage least squares estimator under cointegration. **Review of Economics Studies**. v. 64, n. 4, p. 385-398. 1997b.

KANNEBLEY JUNIOR, S.; PAZELLO, E.T. Choques nominais e reais na taxa de câmbio: Evidência empírica para o Brasil pós desvalorização de 1999. 2003.

Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf)> . Acesso em: 11/07/2005.

KRASKER, W. The “peso problem” in testing the efficiency of forward exchange markets. **Journal of Monetary Economics**. v. 6, p. 269-276. 1980.

ISARD, P. **Exchange rate economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1995. 275p.

JOHNSTON, J. E DINARDO, J. **Econometric methods**. New York: Editora McGraw-Hill, 1997. 531 p.

KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Makron Books, 2005. 558 p.

LIMA, A. C. **Estimativa de pressão no mercado de câmbio do Brasil e os índices de intervenção do Bacen de 1995 a 1999**. 2003. 57 f. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas). Universidade Católica de Brasília. Brasília.

LIMA, G. E HARTMANN, P.A. O movimento de capitais externos e o crescimento econômico. **Revista da Faculdade Católica de Administração e Economia – FAE**, Curitiba, v. 4, n. 3, p. 13-24, set/dez. 2001.

LOPES L. M, VASCONCELOS, M. A. S. DE. **Manual de macroeconomia**. São Paulo: Editora Atlas S.A.. 2000. 388 p.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In Brunner, K. L. (Ed). **The Phillips Curve and Labor Markets**. Suplemento do Journal of Monetary Economics. p. 19-46. 1976.

LUCAS, R. Asset prices in an exchange economic. **Econometrica**. v. 46, p. 1429-1445. 1978.

MADDALA, G.S. **Introdução à econometria**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos Editora S.A. 2003. 345p.

MARK, N.C. **International macroeconomics and finance: Theory and econometric methods**. Malden, Massachusetts. Blackwell Publishers. 2001. 283p.

MCCALLUM, B.T. A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity. **Journal of Monetary Economics**. v. 33, p. 105-132. 1994.

MIGUEL, P.P. Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio do Brasil: Evidências dos anos 90. 2001. Disponível em:



<[www.econ.fea.usp.br/novo\\_site/pos-graduacao/defesas\\_dissert.html](http://www.econ.fea.usp.br/novo_site/pos-graduacao/defesas_dissert.html)>. Acesso em: 10 de outubro de 2005.

MOREIRA, T. B. S; PINTO, M. B. P; SOUZA, G. S. Uma metodologia alternativa para mensuração de pressão sobre o mercado de câmbio. **Estudos Econômicos**. São Paulo. v. 34, n. 1, p. 73-99. 2004.

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Editora Edgard Blücher LTDA. 2004. 535 p.

NOVAES FILHO, W; OLIVEIRA, F. N. Intervenções no mercado cambial: eficácia de derivativos de câmbio e de outros instrumentos. In: **XXVI Encontro Brasileiro de Econometria, 2004**. João Pessoa. Anais. 2004.

OLIMOV, U. K. Forward and Spot Exchange Rates” by Fama (1984) Revisited. 1990. Disponível em < <http://129.3.20.41/eps/if/papers/0508/0508012.pdf> >. Acesso em 18 de agosto de 2006.

OLIVEIRA, J.C.V. **Sobrevalorização da taxa de câmbio e o agronegócio: uma análise de equilíbrio geral com base na estrutura produtiva brasileira de 1995**. 2002. 173 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba.

OLIVEIRA JÚNIOR, M. A liberalização comercial brasileira e os coeficientes de importação – 1990/95. 2000. Texto para discussão 703. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_2000/td0703.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td0703.pdf)>. Acesso em: 03 de novembro de 2006.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: Modelos e Previsões**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2004. 726p.

RIBEIRO, F.J.; POURCHET, H. Coeficientes de orientação externa da indústria brasileira: novas estimativas. 2005. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, ano XIX, nº 83, abr/jun. 2005.

ROSSI, J. W. O mercado monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 155-182, ago. 1996.

ROSSI, J.W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 2, p. 397-412, ago 1991.

SACHISIDA, A.; TEIXEIRA, J.R. Impactos de desvalorizações cambiais sobre a Conta Corrente no Brasil. Texto para discussão 660. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_1999/td0660.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_1999/td0660.pdf)>. Acesso em 03 de novembro de 2006.

SACHSIDA, A; TEIXEIRA, J.R; ELLERY JÚNIOR, R. Diferencial de juros e taxa de câmbio no Brasil. 1999. Disponível em: <[www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_99/td\\_662.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_99/td_662.pdf)>. Acesso em 16 de agosto de 2006.

SOARES, F. A. B; PINTO, M. B. P.; MOREIRA, T. B. S. Análise da taxa de câmbio a partir do índice de pressão cambial: a experiência brasileira de 1994 a 1999. Disponível em <[www.anpec.org.br/revista/aprovados/Analise\\_da\\_taxa\\_de\\_cambio.pdf](http://www.anpec.org.br/revista/aprovados/Analise_da_taxa_de_cambio.pdf)>. Acesso em 14 de maio de 2007.

SUGANUMA, R. Sistema de equações simultâneas. In: VASCONCELOS, M.A.S. e ALVES, D. (Org). **Manual de Econometria**. São Paulo:USP, 2000. p. 163-198.

TAKAMI, M.Y.; LEME, M.C. DA S. Estudo das relações da paridade de juros para a economia brasileira no período do recente. 2003. Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf)> . Acesso em 11/07/2005.

TEJADA, C.A.O.; SILVA, A.G. O *Pass-Through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. 2005. Disponível em: <[www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2005/docs/o\\_pass-through\\_das\\_variacoes.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2005/docs/o_pass-through_das_variacoes.pdf)>. Acesso em: 15 de outubro de 2006.

TUROLLA, F. A. Política cambial com dívida indexada em moeda estrangeira no Brasil, 1995-2004. In: **XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador -BA**. Anais. 2006.

ZINI JÚNIOR, A. A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. São Paulo: Edusp, 1995. 192 p.

WEYMARK, D. N. Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canadá. **Journal of International Economics**, v. 39, p. 273-295, 1995.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Editora Thomsom, 2006. 684p.

## APÊNDICES

## APÊNDICE A

### A.1. Modelos de Equações Simultâneas

Pode-se expor um modelo estrutural de equações simultâneas generalizado na sua forma matricial. Admita inicialmente um modelo contendo  $G$  equações, apresentando cada uma  $G$  variáveis endógenas. É bom ressaltar que alguma dessas variáveis endógenas pode conter parâmetros iguais a zero. Além disso, cada equação contém  $K$  variáveis exógenas e um termo de erro aleatório. O modelo assumiria a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \beta_{11}y_{1t} + \beta_{12}y_{2t} + \dots + \beta_{1G}y_{Gt} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \dots + \gamma_{1K}x_{Kt} &= u_{1t} \\ \beta_{21}y_{1t} + \beta_{22}y_{2t} + \dots + \beta_{2G}y_{Gt} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} + \dots + \gamma_{2K}x_{Kt} &= u_{2t} \\ \dots & \\ \beta_{G1}y_{1t} + \beta_{G2}y_{2t} + \dots + \beta_{GG}y_{Gt} + \gamma_{G1}x_{1t} + \gamma_{G2}x_{2t} + \dots + \gamma_{GK}x_{Kt} &= u_{Gt} \end{aligned}$$

No sistema,  $y^s$  são as variáveis endógenas, o que no modelo de equações (4.1)-(4.8) seria  $s_t, f_t, i_t, y_t, m_t^d, m_t^s, p_t$  e  $Z_t$ . Os  $x^s$  são as variáveis exógenas, representadas por  $y_t^*, i_t^*, y_{t-1}, s_{t-1}, m_{t-1}, p_t^*, \Delta r_t$  e  $\Delta d_t$ , com  $t = 1, 2, \dots, N$ . Alguns dos coeficientes das variáveis endógenas ou exógenas podem ser iguais a zero em determinadas equações, como os coeficientes de  $Z_t$ , e  $y_{t-1}$  é igual a zero na equação (4.1), dentre outras. Determina-se uma das variáveis endógenas para ter coeficiente 1 em cada equação, com o intuito de normalizar os coeficientes

$\beta^s$ ; por exemplo, na equação (4.1) a variável depreciação futura da taxa de câmbio,  $(s_{t+1} - s_t)$ , teria coeficiente igual a 1. Isso pode ser feito igualando a primeira variável endógena a 1 ou, em cada equação, igualando uma das diferentes variáveis endógenas a 1, formando a matriz  $B$  que se segue, com 1's em sua diagonal principal.

Na forma matricial, o modelo poderia ser escrito como:

$$By_t + \Gamma x_t = u_t \quad (\text{A.1})$$

sendo:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{Gt} \end{bmatrix}; \quad x_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{Kt} \end{bmatrix}; \quad u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{Gt} \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1G} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2G} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \beta_{G1} & \beta_{G2} & \cdots & \beta_{GG} \end{bmatrix}; \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1K} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2K} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \gamma_{G1} & \gamma_{G2} & \cdots & \gamma_{GK} \end{bmatrix}$$

O vetor de variáveis endógenas,  $y_t$ , é de dimensão  $G \times 1$ ;  $x_t$  é  $K \times 1$ ; e  $u_t$  possui dimensão  $G \times 1$ . Considerando os valores das variáveis para as  $N$  observações, tem-se:

$$BY_t + \Gamma X_t = U_t \quad (\text{A.2})$$

em que

$$Y = \begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} & \cdots & y_{1N} \\ y_{21} & y_{22} & \cdots & y_{2N} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ y_{G1} & y_{G2} & \cdots & y_{GN} \end{bmatrix}; \quad X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1N} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2N} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{K1} & x_{K2} & \cdots & x_{KN} \end{bmatrix}; \quad U = \begin{bmatrix} u_{11} & u_{12} & \cdots & u_{1N} \\ u_{21} & u_{22} & \cdots & u_{2N} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ u_{G1} & u_{G2} & \cdots & u_{GN} \end{bmatrix}$$

sendo:  $Y$  é uma matriz  $G \times N$  de variáveis endógenas;  $X$ , uma matriz  $K \times N$  de variáveis exógenas; e  $U$ , a matriz de erros aleatórios. Os coeficientes das variáveis endógenas e exógenas são representados pelas matrizes  $B$  e  $\Gamma$ , respectivamente.

O modelo estrutural contém  $G$  equações e  $G$  variáveis endógenas. Admitindo que os parâmetros  $\beta$  e  $\gamma$  são conhecidos, o modelo pode ser resolvido para cada  $y$ , dados os valores predeterminados dos  $x^s$ . Para isso, basta assumir que  $B$  é não-singular, buscando, a partir daí, a forma reduzida do modelo. Pré-multiplicando (A.2) por  $B^{-1}$ , obtém-se:

$$y_t + B^{-1}\Gamma x_t = B^{-1}u_t$$

$$y_t = \pi x_t + v_t$$

em que  $\pi = -B^{-1}\Gamma$  é uma matriz,  $G \times K$ , de coeficientes da forma reduzida e  $v_t = B^{-1}u_t$  é um vetor,  $G \times 1$ , de erros aleatórios da forma reduzida.

$$\pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1K} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2K} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \pi_{G1} & \pi_{G2} & \cdots & \pi_{GK} \end{bmatrix}$$

A forma reduzida pode ser escrita da seguinte forma:

$$y_{Gt} = \pi_{11}x_{1t} + \pi_{12}x_{2t} + \cdots + \pi_{1K}x_{Kt} + v_{1t}$$

$$y_{Gt} = \pi_{21}x_{1t} + \pi_{22}x_{2t} + \cdots + \pi_{2K}x_{Kt} + v_{2t}$$

.....

$$y_{Gt} = \pi_{G1}x_{1t} + \pi_{G2}x_{2t} + \cdots + \pi_{GK}x_{Kt} + v_{Gt}$$

Considerando todas as  $N$  observações, o sistema seria escrito como:

$$Y = \pi X + V \tag{A.3}$$

em que  $Y$  é uma matriz  $G \times N$ ;  $X$ , uma matriz  $K \times N$ ;  $\pi$ , uma matriz  $G \times K$ ; e  $V$ , uma matriz  $G \times N$ . Observe mais uma vez que a forma reduzida relaciona as variáveis endógenas apenas a variáveis exógenas.

Para finalizar essa descrição mais generalizada do modelo de equações simultâneas, é interessante assumir algumas pressuposições acerca dos termos de erro  $u_t$  e  $v_t$ , admitindo que:

$$\begin{aligned} E(u_t) &= 0 \\ E(u_t u_t') &= \Sigma \\ E(u_t u_j) &= 0 \\ t, j &= 1, 2, \dots, N \\ t &\neq j \end{aligned}$$

em que  $\Sigma$  é uma matriz  $G \times G$  de variâncias e covariâncias entre termos de erros de observações idênticas entre todas as observações. A última pressuposição elimina a possibilidade de ocorrência de correlação entre os erros de uma equação para uma dada observação, bem como para equações diferentes.

O mesmo pode ser dito sobre  $v_t$ , considerando que:

$$\begin{aligned} E(v_t) &= E(B^{-1}u_t) = B^{-1}E(u_t) \\ \Omega &= E(v_t v_t') = B^{-1}E(u_t u_t')(B')^{-1} = B^{-1}\Sigma(B')^{-1} \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

sendo  $\Omega$  a matriz de variância e covariância dos erros na forma reduzida. O viés de estimadores de MQO é mostrado na forma matricial na seção A.2.2 deste Apêndice.

## A.2. Identificação

Uma vez que a presença de variáveis endógenas do lado direito das equações faz com que as estimativas por MQO sejam tendenciosas e inconsistentes e que as estimativas do modelo na sua forma reduzida envolvem a regressão de variáveis endógenas em função apenas de variáveis exógenas, os

parâmetros da forma reduzida podem ser considerados não tendenciosos e consistentes. Contudo, basta saber se através da determinação dos parâmetros da forma reduzida pode-se chegar a todos os parâmetros estruturais. Nesse ponto entra a questão da identificação do modelo, citada anteriormente.

Assume-se que uma equação é exatamente identificada quando, por meio dos parâmetros da forma reduzida, pode-se chegar a um único valor para cada um dos parâmetros estruturais. Quando se encontra mais de um valor para um parâmetro estrutural a partir da forma reduzida, diz-se que a equação é superidentificada. A impossibilidade de encontrar todos os parâmetros estruturais através da forma reduzida classifica a equação como subidentificada, ou não identificada. A ligação entre a forma estrutural e a forma reduzida é dada pelas equações (A.5) e (A.6):

$$\Omega = B^{-1} \Sigma (B')^{-1} \quad (\text{A.5})$$

$$\pi = -B^{-1} \Gamma \quad (\text{A.6})$$

A partir dos elementos  $G \times K$  da matriz  $\pi$ , determinam-se os elementos  $G \times G$  de  $B$  e  $G \times K$  de  $\Gamma$ . Segundo Johnston e DiNardo (1997), é preciso impor regras para a identificação, como a normalização das equações da matriz  $B$ , comentada anteriormente, e a imposição de restrições sobre os parâmetros da forma estrutural, sendo a mais comum a aceitação de que alguns parâmetros da forma estrutural têm valor zero. Pindyck e Rubinfeld (2004) reforçam que tais restrições podem ser combinações lineares nos parâmetros e restrições relativas à matriz de variância e covariância das perturbações estruturais.

Seguindo a nomenclatura de Pindyck e Rubinfeld (2004) e de Saganuma (2000), foca-se na identificação da primeira equação sem incorrer em perda de generalidade e assume-se que as variáveis com coeficientes iguais a zero são agrupadas logo após as variáveis com coeficientes diferentes de zero. Admite-se que as  $G_*$  variáveis com coeficientes diferentes de zero são expostas inicialmente na primeira equação, enquanto as  $G_{**}$  variáveis com coeficientes iguais a zero são alinhadas no final da primeira equação. O mesmo pode ser dito sobre as variáveis exógenas. As  $K_0$  variáveis exógenas com coeficientes diferentes de zero



contidas na primeira equação são apresentadas inicialmente, ao passo que as  $K_{00}$  variáveis exógenas com coeficientes iguais a zero são alocadas na parte final da equação. Isso equivale a dizer que a primeira equação apresenta  $G^{**}$  variáveis endógenas excluídas e  $K_{00}$  variáveis exógenas excluídas, o que pode ser escrito na forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1G^*} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2G^*} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{G^*1} & \beta_{G^*2} & \cdots & \beta_{G^*G^*} & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{G^*t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1K_0} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2K_0} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{G^*1} & \gamma_{G^*2} & \cdots & \gamma_{G^*K_0} & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{K_0t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{G^*t} \end{bmatrix}$$

A equação acima pode ser representada pela equação (A.7).

$$\begin{bmatrix} B^* & B^{**} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y^* \\ y^{**} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_0 & \gamma_{00} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_0 \\ x_{00} \end{bmatrix} = u_t \quad (\text{A.7})$$

em que:  $y^*$  é um vetor  $G^* \times 1$  das observações das variáveis endógenas incluídas e  $y^{**}$  é um vetor  $G^{**} \times 1$  das variáveis exógenas que foram excluídas da primeira equação;  $\beta^*$  e  $\beta^{**}$  são vetores  $1 \times G^*$  e  $1 \times G^{**}$  de coeficientes diferentes de zero e iguais a zero, respectivamente;  $x_0$  é um vetor  $K_0 \times 1$  de variáveis exógenas incluídas na primeira equação e  $x_{00}$  é um vetor  $K_{00} \times 1$  de variáveis exógenas excluídas; e  $\gamma_0$  e  $\gamma_{00}$  são, respectivamente, vetores  $1 \times K_0$  e  $1 \times K_{00}$  de coeficientes diferentes e iguais a zero.

Omitindo o subscrito  $t$ , a título de simplificação, a equação (A.7) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\beta^* y^* + \gamma_0 x_0 = u \quad (\text{A.8})$$

Eliminando as variáveis que apresentam coeficientes iguais a zero e valendo-se da equação (A.6), pode-se encontrar a forma reduzida para a primeira equação.

$$\begin{bmatrix} y^* \\ y^{**} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi^*,0 & \pi^*,00 \\ \pi^{**},0 & \pi^{**},00 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_0 \\ x_{00} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_* \\ v_{**} \end{bmatrix}$$

Assim como anteriormente, os sobrescritos (\*, \*\*) referem-se às variáveis endógenas, enquanto (0, 00) se referem às variáveis exógenas para a forma reduzida. A matriz  $\pi^*,0$  é de dimensão  $G^* \times K_0$ ;  $\pi^*,00$  apresenta dimensão  $G^* \times K_{00}$ ;  $\pi^{**},0$  é de dimensão  $G^{**} \times K_0$ ; e  $\pi^{**},00$  é  $G^{**} \times K_{00}$ .

Expostas as relações entre as forma reduzida e estrutural e as restrições necessárias sobre a forma estrutural, podem-se analisar as condições para identificação da forma estrutural para a primeira equação. Para isso, reescreve-se (A.6) de forma que se chegue à equação (A.9). Em seguida, apresenta-se (A.10) de modo a representar apenas a primeira equação do sistema simultâneo.

$$B\pi = -\Gamma \quad (\text{A.9})$$

$$\begin{bmatrix} \beta^* & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi^*,0 & \pi^*,00 \\ \pi^{**},0 & \pi^{**},00 \end{bmatrix} = -[\gamma_0 \quad 0] \quad (\text{A.10})$$

A equação (A.10) pode ser dividida em outras duas - (A.11) e (A.12):

$$\beta^* \pi^*,0 = -\gamma_0 \quad (\text{A.11})$$

$$\beta^* \pi^*,00 = 0 \quad (\text{A.12})$$

Como mencionado no início desta seção, um dos parâmetros das variáveis endógenas da primeira equação foi normalizado, indicando que a equação (A.11) possui  $G^* - 1$  coeficientes  $\beta$  e  $K_0$  coeficientes que permanecem desconhecidos. A equação (A.12) contém  $G^* - 1$  coeficientes desconhecidos. Sabe-se também que (A.12) apresenta  $K_{00}$  equações individuais. Uma das condições para que a equação (A.12) tenha solução é de que haja pelo menos  $G^* - 1$  equações, o que leva à seguinte condição de ordem, com  $K_{00}$  variáveis excluídas da equação e  $G^*$  variáveis endógenas incluídas:

$$K_{00} \geq G_* - 1 \quad (\text{A.13})$$

Contudo, esta condição não é suficiente, visto que as  $K_{00}$  equações devem ser independentes. A condição necessária e suficiente é conhecida como condição de posto, em que as  $G_* - 1$  da  $K_{00}$  equações sejam linearmente independentes.

$$\text{posto}[\pi^*, 00] = G_* - 1 \quad (\text{A.14})$$

Determinados os  $G_* - 1$  coeficientes da equação (A.12), é fácil resolver a equação (A.11). Resumidamente, a identificação de uma equação em um sistema simultâneo pode ser feita da seguinte forma:

- Caso  $K_{00} > G_* - 1$  e o  $\text{posto}[\pi^*, 00] = G_* - 1$ , a equação é superidentificada.
- Caso  $K_{00} = G_* - 1$  e o  $\text{posto}[\pi^*, 00] = G_* - 1$ , a equação é exatamente identificada.
- Caso  $K_{00} = G_* - 1$  e o  $\text{posto}[\pi^*, 00] < G_* - 1$ , a equação é subidentificada.
- Caso  $K_{00} < G_* - 1$ , a equação é subidentificada.

### A.3. O Viés de Estimadores de MQO na Forma Matricial

O viés do estimador de MQO para a estimação dos parâmetros estruturais pode ser verificado para a forma genérica, na forma matricial. Através da  $i$ -ésima equação e normalizando em relação à variável endógena  $y_i$ , tem-se:

$$y_i = Y_i \beta_i + X_i \gamma_i + u_i \quad (\text{A.15})$$

em que  $y_i$  é um vetor  $N \times 1$  de observações da variável endógena dependente da  $i$ -ésima equação;  $Y_i$  é a matriz  $N \times (G_* - 1)$  de observações das  $G_* - 1$  variáveis endógenas incluídas na equação em questão; e  $X_i$  é a matriz  $N \times K_0$  de observações das variáveis predeterminadas da  $i$ -ésima equação.

A equação (A.15) pode ser escrita como:

$$y_i = [Y_i \quad X_i] \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + u_i \quad (\text{A.16})$$

$$y_i = Z_i \delta_i + \varepsilon_i \quad (\text{A.17})$$

sendo  $Z_i = [Y_i \quad X_i]$  e  $\delta_i = \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix}$ . O estimador de MQO de  $\delta_i$  é dado por:

$$\hat{\delta}_i = (Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' y_i \quad (\text{A.18})$$

Assumindo a esperança matemática do estimador:

$$\begin{aligned} E(\hat{\delta}_i) &= E[(Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' y_i] \\ E(\hat{\delta}_i) &= E[(Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' (Z_i \delta_i + u_i)] \\ E(\hat{\delta}_i) &= \delta_i + E[(Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' u_i] \neq \delta_i \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

Como visto anteriormente, o estimador de MQO é tendencioso quando se trata de equações simultâneas, pois  $Z_i$  é correlacionado com o termo de erro  $u_i$ . Contudo, isso poderia ser contornado caso o estimador se mantivesse consistente, o que não é o caso. Isso pode ser verificado aplicando a probabilidade em limite do estimador  $\hat{\delta}_i$ .

$$\begin{aligned} p \lim(\hat{\delta}_i) &= p \lim[\delta_i + ((Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' u_i)] \\ p \lim(\hat{\delta}_i) &= p \lim(\delta_i) + p \lim[((Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' u_i)] \\ p \lim(\hat{\delta}_i) &= \delta_i + p \lim N (Z_i' Z_i)^{-1} p \lim N^{-1} Z_i' u_i \end{aligned} \quad (\text{A.20})$$

O último termo da expressão (A.20) não tende para zero, devido ao fato de  $Z_i$  conter variáveis endógenas que determinam e são determinadas conjuntamente

com  $y_i$ , não sendo  $Z_i$  independente de  $u_i$ . Assim, o estimador de MQO, nesses casos, também é inconsistente.

### **A.3. Um Teste de Simultaneidade e Endogeneidade**

A seção anterior mostrou que diante da presença da simultaneidade entre as variáveis endógenas, representada pela correlação entre os termos de erro de uma dada equação e as variáveis endógenas explicativas dessa equação, o estimador de MQO é viesado e inconsistente. Nesse caso, é recomendado que se utilize outro método, o de Mínimos Quadrados Ordinários em Dois Estágios (MQ2E), que apresenta estimativas consistentes e eficientes, por exemplo. Contudo, caso não haja simultaneidade nos modelos de equações, o método de MQ2E será consistente, mas não mais eficiente. Nesse caso, é melhor que se aplique o MQO a cada equação separadamente.

Dessa forma, é fundamental determinar se um modelo apresenta simultaneidade ou não, podendo-se optar pelo melhor método de estimação. Para isso, lança-se mão do teste de especificação de Hausman, que possui como hipótese nula a ausência de simultaneidade. Para ilustrar e detalhar os procedimentos do teste, considere a equação (4.1) da paridade descoberta dos juros. Primeiramente, assume-se que a taxa interna de juros e a taxa de câmbio são determinadas endogenamente, ou seja, apresentam simultaneidade. O segundo passo é regressar a taxa interna de juros em função de instrumentos, ou seja, variáveis consideradas exógenas ao modelo. Neste trabalho, foram utilizados como instrumentos para a equação (4.1) a taxa de juros externa, a renda interna defasada, a taxa de câmbio e a oferta de moeda também defasadas. Com isso, será construída a forma reduzida para a equação (4.1), podendo-se obter os valores previstos para a taxa interna de juros e os termos de erro aleatórios da forma reduzida. Na seqüência, regride-se a variação da taxa de câmbio em função do diferencial dos juros e do termo de erro aleatório da forma reduzida, só que a taxa interna de juros é substituída pelo valor previsto dos juros internos, obtidos através da forma reduzida. Caso o teste seja significativo, não se rejeita a hipótese de simultaneidade. Gujarati (2000) recomenda, em caso de

haver mais de uma variável endógena como variável explicativa na equação, a utilização do teste *F*. Pindyck e Rubinfeld (2004) argumentam que o correto seria regredir a variação esperada em função da taxa interna de juros observada e do termo de erro obtido através da forma reduzida e não da taxa interna de juros prevista.

#### **A.4. Teste para Exogeneidade**

Tão importante quanto testar a endogeneidade das variáveis determinadas dentro do modelo é testar a exogeneidade das variáveis que são tidas como dadas. Hsiao (1997a) argumenta que, em modelos estruturais, a disposição das variáveis como endógenas ou exógenas deve ser dada pelas premissas da Cowles Comision, da década de 1950, ou seja, a endogeneidade e a exogeneidade das variáveis são determinadas *a priori* com base na teoria econômica. Isso foi alvo de muitas críticas. Dentre elas, a mais contundente foi feita por Lucas (1976). O principal objetivo de um modelo de equações simultâneas é determinar a variação nas variáveis endógenas com base em mudanças nas variáveis tomadas por exógenas. Entretanto, se a alteração nas variáveis exógenas fosse percebida pelos agentes, estes modificariam seu comportamento. Isso implicaria modelos com parâmetros variáveis no tempo.

Para que se obtivessem parâmetros confiáveis, seria necessário testar a exogeneidade das variáveis tomadas como tal. Atualmente, existem três conceitos bem aceitos para a exogeneidade: exogeneidade fraca; superexogeneidade; e exogeneidade forte.

Segundo Maddala (2003), uma variável,  $X_t$ , é fracamente exógena para se estimar um conjunto de parâmetros se a inferência sobre os parâmetros, dado  $X_t$ , não incorrer em perda de informação.

Dado que  $X_t$  é fracamente exógena, a superexogeneidade é caracterizada quando os parâmetros permanecem sem sofrer alterações ao ocorrerem mudanças na distribuição marginal de  $X_t$ .<sup>37</sup>

---

<sup>37</sup> Mais detalhes sobre exogeneidade fraca, superexogeneidade e exogeneidade forte, ver Maddala (2003).

Se  $X_t$  é fracamente exógeno e não é precedido por nenhuma variável endógena, diz-se que  $X_t$  é fortemente exógeno. Considere as equações (A.21) e (A.22):

$$Y_t = \alpha_0 X_t + u_{1t} \quad (\text{A.21})$$

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-1} + u_{2t} \quad (\text{A.22})$$

Os erros,  $(u_{1t}, u_{2t})$ , apresentam distribuição normal e são serialmente não correlacionados;  $\sigma_{11}$  é a variância de  $u_{1t}$ ,  $\text{var}(u_{1t}) = \sigma_{11}$ ;  $\sigma_{22}$  é a variância de  $u_{2t}$ ,  $\text{var}(u_{2t}) = \sigma_{22}$ ; e a covariância dos erros é dada por  $\sigma_{12}$ ,  $\text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) = \sigma_{12}$ . Se  $\sigma_{12} = 0$ , então  $X_t$  é fracamente exógeno porque a distribuição marginal de  $X_t$  não envolve  $\alpha_0$  e  $\sigma_{11}$ . Para  $X_t$  ser considerado fortemente exógeno, ele não pode ser precedido por  $Y_t$ , ou seja,  $\alpha_2 = 0$ . Caso  $\alpha_2 \neq 0$ , pode-se afirmar que  $Y_t$  precede  $X_t$ . Portanto,  $X_t$  não é fortemente exógeno, mas é fracamente exógeno.

Neste trabalho, o conceito de exogeneidade fraca foi considerado suficiente para classificar uma determinada variável como exógena, porém a prioridade foi determinar as variáveis como exógenas com base na teoria econômica.

## A.5 Teste de Restrições Sobreidentificadoras

Segundo Wooldridge (2006), as variáveis instrumentais devem ser não correlacionadas com o termo de erro e correlacionadas com as variáveis explicativas endógenas. No caso de haver mais de uma variável instrumental, tem de se assumir que pelo menos uma é exógena e lançar mão de restrições sobreidentificadoras, usadas no MQ2E. O número de restrições sobreidentificadoras é igual ao número de variáveis instrumentais extras.

Para testar as restrições sobreidentificadoras, basta estimar a equação estrutural por MQ2E e obter os resíduos estimados. Na sequência, deve-se regredir o resíduo sobre as variáveis exógenas utilizadas como instrumentos e, dessa regressão, obter o  $R^2$ .

O teste assume como hipótese nula o fato de que todas as variáveis instrumentais são exógenas. A estatística do teste é  $nR^2$ , que segue uma distribuição qui-quadrada com  $q$  graus de liberdade, em que  $q$  é o número de variáveis instrumentais fora do modelo menos o número de variáveis explicativas endógenas. Caso a estatística do teste não exceda o valor crítico (de 5% ou 1%) da distribuição  $\chi_q^2$ , não é possível rejeitar a hipótese nula e admite-se que todas as variáveis utilizadas como instrumentos são exógenas.

#### **A.6. Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E)**

Os modelos de equações simultâneas podem ser estimados levando-se em consideração dois métodos. O primeiro corresponde à estimação de cada equação do modelo separadamente. Dentro dessa linha encontram-se o método de mínimos quadrados indiretos, o método das variáveis instrumentais, o método dos estimadores de classe  $k$ , o método de máxima verossimilhança com informação limitada e o método de mínimos quadrados em dois estágios. Cada um desses métodos apresenta deficiências e vantagens específicas. Pindyck e Rubinfeld (2004) deixam claro que não há grandes diferenças em termos de resultados de simulação e previsão entre esses métodos. Dessa forma, este trabalho utilizou o MQ2E, como forma de representar essa classe de métodos de estimação de equações simultâneas.

Na segunda categoria de métodos estão os sistêmicos. A diferença principal é que estes estimam todas as equações do sistema de uma única vez. Dentre esses métodos, destacam-se o de máxima verossimilhança com informação plena e o de mínimos quadrados em três estágios (MQ3E). Assim como na categoria anterior, os resultados de simulação e previsão desses métodos são semelhantes.

O MQ2E consiste em dois passos. Inicialmente, estimam-se os parâmetros da forma reduzida e, em seguida, faz-se uso deles para obter o valor previsto das variáveis endógenas. Na seqüência, utilizam-se os valores previstos para, através do MQO, determinar os parâmetros da forma estrutural. A idéia é de que os valores previstos das variáveis endógenas não são correlacionados com o termo



de erro das equações. Suganuma (2000) admite algumas hipóteses para que se aplique o MQ2E. Primeiramente, os erros aleatórios das equações da forma estrutural e reduzida seguem os mesmos pressupostos tradicionais de um modelo de regressão. Em segundo lugar, as variáveis exógenas são utilizadas para reconhecimento da especificação do modelo. Por último, não há colinearidade perfeita entre as variáveis explicativas.

Inicialmente admita que se busque identificar a  $i$ -ésima equação, representada pela equação (A.15).

$$y_i = Y_i\beta_i + X_i\gamma_i + u_i$$

As variáveis, os subscritos e as dimensões das matrizes são as mesmos apresentados anteriormente. A equação (A.15) pode ser escrita como:

$$y_i = [Y_i \quad X_i] \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + u_i$$

$$y_i = Z_i\delta_i + \varepsilon_i$$

As equações anteriores correspondem às equações (A.16) e (A.17) escritas anteriormente e  $Z_i = [Y_i \quad X_i]$  e  $\delta_i = \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix}$ . Relembrando que a equação da forma reduzida pode ser escrita por  $Y = -X\Gamma B^{-1} + uB^{-1}$  e que  $E(Y) = -XB^{-1}$  dado que  $E(u) = 0$  e  $X$  é aleatório, pode-se apresentar (A.17) como:

$$y_i = [E(Y_i) \quad X_i] \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + u_i + [Y_i - E(Y_i)]\beta_i$$

ou

$$y_i = [E(Y_i) \quad X_i] \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + u_i^* \tag{A.23}$$

sendo  $u_i^* = u_i + [Y_i - E(Y_i)]\beta_i$ .

O primeiro termo do lado direito de (A.23) é não-aleatório. Esse método mostra que é necessário, como dito anteriormente, utilizar os valores previstos de

$Y$ , ou seja, a esperança das variáveis endógenas, em vez de se utilizarem as verdadeiras observações dessas variáveis. O problema é que, de acordo com a equação (A.15), há necessidade de conhecer os parâmetros da forma estrutural.

A solução é estimar por meio de MQO as equações da forma reduzida, obtendo-se a  $E(Y)$ . Quando a matriz  $X$  apresentar posto de coluna pleno e for não-aleatório e o termo de erros aleatórios obedecer aos pressupostos básicos do modelo de regressão convencional, os estimadores de MQO serão os melhores estimados lineares, não-viesados e mais eficientes.

O primeiro passo consiste em regredir a variável  $y_i$  sobre todas as variáveis exógenas, incluindo as que não estão presentes na  $i$ -ésima equação, o que é representado pela equação (A.24):

$$Y_i = X\Pi_i + \hat{V}_i \quad (\text{A.24})$$

$Y_i$  é a matriz de observações das variáveis endógenas contidas na  $i$ -ésima equação.

O estimador de mínimos quadrados da forma reduzida é dado por:

$$\hat{\Pi} = (X'X)^{-1} X'Y_i \quad (\text{A.25})$$

e ainda:

$$\hat{Y}_i = X\hat{\Pi} = X(X'X)^{-1} X'Y_i = Y_i - \hat{V}_i \quad (\text{A.26})$$

Substituindo (A.26) e (A.23):

$$y_i = \begin{bmatrix} Y_i - \hat{V}_i & X_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + u_i + \hat{V}_i \beta_i$$

ou

$$y_i = \begin{bmatrix} Y_i - \hat{V}_i & X_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + u_i^* \quad (\text{A.27})$$

O estimador de MQO, utilizado na equação (A.27), é apresentado na equação (A.28):

$$\delta_i = \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \left( Y_i - \hat{V}_i \right)' \left( Y_i - \hat{V}_i \right) & \left( Y_i - \hat{V}_i \right)' X_i \\ X_i' \left( Y_i - \hat{V}_i \right) & X_i' X_i \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \left( Y_i - \hat{V}_i \right)' y_i \\ X_i' y_i \end{bmatrix} \quad (\text{A.28})$$

que pode ser escrita como:

$$\delta_i = \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{Y}' \hat{Y} & \hat{Y}' X_i \\ X_i' \hat{Y} & X_i' X_i \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}' y_i \\ X_i' y_i \end{bmatrix}$$

Lembrando que os resíduos da regressão do primeiro estágio não são correlacionados com as variáveis exógenas e que  $\hat{Y}_i$  é uma combinação linear da variáveis predeterminadas, tem-se:

$$\left( X_i' \hat{V}_i \right) = X_i' \left[ I - X_i \left( X_i' X_i \right)^{-1} X_i' \right] Y_i = 0 \text{ e,}$$

$$\begin{aligned} \left( Y_i - \hat{V}_i \right)' \left( Y_i - \hat{V}_i \right) &= \left( Y_i - \hat{V}_i \right)' X_i \hat{\Pi}_i = Y_i' X_i \hat{\Pi}_i - \hat{V}_i' X_i \hat{\Pi}_i = Y_i' X_i \hat{\Pi}_i = Y_i' \left( Y_i - \hat{V}_i \right) = \\ &= Y_i' Y_i - Y_i' \hat{V}_i = Y_i' Y_i - \left( X_i \hat{\Pi}_i + \hat{V}_i \right)' \hat{V}_i = Y_i' Y_i - \hat{V}_i' \hat{V}_i \end{aligned}$$

Substituindo em (A.28), chega-se em (A.29):

$$\delta_i = \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_i' Y_i - \hat{V}_i' \hat{V}_i & Y_i' X_i \\ X_i' Y_i & X_i' X_i \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \left( Y_i - \hat{V}_i \right)' y_i \\ X_i' y_i \end{bmatrix} \quad (\text{A.29})$$

A única diferença do estimador de MQO para o estimador de MQ2E é que o segundo corrige a matriz  $Y$  pelos erros da forma reduzida.

É interessante ressaltar que o estimador de MQ2E é viesado, mas é também consistente. Outro ponto importante é que o método pressupõe que se tenha conhecimento de todas as variáveis predeterminadas do sistema, sendo mais sensível a erros de especificação. Por fim, caso a equação seja exatamente identificada, o MQ2E traz estimações idênticas às do de mínimos quadrados indiretos e o de variáveis instrumentais<sup>38</sup>. Quando a equação é superidentificada, o MQ2E é indicado por trabalhar com uma combinação linear dos instrumentos, ou variáveis exógenas, evitando assim perda de informação.

### **A.7. Estacionariedade e MQ2E**

Segundo Wooldridge (2006), as estimações através do método de MQ2E parecem violar os requisitos de dependência fraca quando se está trabalhando com dados de série temporal. Em outras palavras, as séries temporais, principalmente para dados agregados, apresentam raízes unitárias, e ignorar essa condição levaria a resultados viesados. Nesse caso, na grande maioria das vezes, faz-se necessário realizar testes de raiz unitária. Confirmada a não-estacionariedade das séries, deve-se trabalhar com as séries em suas primeiras diferenças.

Por outro lado, Hsiao (1997a, b) argumenta que o fato de trabalhar com séries não-estacionárias não causa problemas de inferência quando se utiliza o MQ2E. Segundo esse autor, o estimador de MQ2E continuaria consistente quando se trabalha com séries integradas de ordem 1 ou, até mesmo, séries integradas de ordens diferentes. Ele é decisivo ao afirmar que a preocupação maior deve ser com a identificação e com o enviesamento de simultaneidade, mas a não-estacionariedade e a co-integração não são preocupantes, conclusões estas compartilhadas por Johnston e DiNardo (1997).

---

<sup>38</sup> Para mais detalhes, ver Suganuma (2000).

### A.7.1. Propriedades Estatísticas dos Estimadores de MQ2E

Esta seção é focada nos estimadores de uma equação em que as variáveis são integradas de ordem 1 e o conjunto de variáveis dependentes e variáveis exógenas é co-integrado. O objetivo é mostrar que para séries não-estacionárias o estimador de mínimos quadrados é inconsistente, enquanto os estimadores de MQ2E são consistentes assintoticamente.

Considere um modelo dinâmico convencional de equações simultâneas:

$$\sum_{j=0}^p \Gamma_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q B_j x_{t-j} = \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{A.30})$$

em que  $y_t$  e  $x_t$  são vetores  $G \times 1$  e  $K \times 1$  de variáveis dependentes e exógenas;  $\Gamma_j$  e  $B_j$  são matrizes  $G \times G$  e  $G \times K$  com  $|\Gamma_0| \neq 0$ ; e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro aleatório com média zero e variância  $\Omega$ . Para facilitar a exposição, será considerado que  $(y_t'$  e  $x_t')$  são  $I(1)$ <sup>39</sup>. Além disso, assume-se que:

(a)  $(1/T^2) \sum_{t=1}^T x_t x_t'$  converge para uma matriz aleatória  $M_{xx}$  não-singular<sup>40</sup>.

(b) a raiz de  $|\Gamma(L)| = 0$ , posicionando-se fora do círculo unitário.

A suposição (a) é equivalente à ausência de multicolinearidade perfeita em caso de estacionariedade e (b) é a condição de estabilidade, normalmente assumida para sistemas dinâmicos. Foi mostrado por Hsiao (1993, citado por HSIAO, 1997) que as pressuposições (a) e (b) à:

(b') Em tais condições, existem  $G$  relações de co-integração linearmente independentes para o sistema (A.30).

Transformando o sistema (A.30) de forma a dicotomizar as relações comportamentais de longo e curto prazo, tem-se:

<sup>39</sup> Poder-se-ia considerar que  $(y_t'$  e  $x_t')$  tivessem diferentes ordens de integração. Todavia, isso não mudaria a conclusão geral a que se dirige.

<sup>40</sup> Novamente isso é uma simplificação; poder-se-ia admitir que  $x_t$  fosse integrada de diferentes ordens, incluindo  $I(0)$ , sem mudar significativamente as conclusões gerais a que se está dirigindo.

$$\Gamma^*(L)\nabla y_t + B^*(L)\nabla x_t + \Gamma_p^* y_{t-p} + B_q^* x_{t-q} = \varepsilon_t \quad (\text{A.31})$$

em que  $L$  denota o operador de defasagem,  $Ly = y_{t-1}$ ,  $\nabla = (1-L)$ :

$$\Gamma^*(L) = \Gamma_0^* + \Gamma_1^* L + \dots + \Gamma_{p-1}^* L^{p-1} \quad (\text{A.32})$$

$$B^*(L) = B_0^* + B_1^* L + \dots + B_{q-1}^* L^{q-1} \quad (\text{A.33})$$

com  $\Gamma_l^* = \sum_{j=0}^l \Gamma_j^*$ ,  $l = 0, 1, \dots, p$  e  $B_l^* = \sum_{j=0}^l B_j^*$ ,  $l = 0, 1, \dots, q$ .

a qual é:

$$A = A^* M \quad (\text{A.34})$$

em que  $A$  denota a matriz de coeficientes de (A.30),  $[\Gamma_0, \Gamma_1, \dots, \Gamma_p, B_0, B_1, \dots, B_q]$ ,  $A^*$  denota a matriz de coeficiente de (A.31),  $[\Gamma_0^*, \Gamma_1^*, \dots, \Gamma_p^*, B_0^*, B_1^*, \dots, B_q^*]$  e  $M$  é a matriz de bloco, diagonal, não-singular e de dimensão  $G(p+1) + K(q+1)$ .

$$M = \begin{bmatrix} M_1 & 0 \\ 0 & M_2 \end{bmatrix} \quad (\text{A.35})$$

com

$$M_1 = \begin{bmatrix} I_G & -I_G & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I_G & -I_G & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & I_G & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & -I_G \\ 0 & 0 & 0 & \vdots & I_G \end{bmatrix} \quad (\text{A.36})$$

$$M_1 = \begin{bmatrix} I_K & -I_K & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & I_K & -I_K & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & I_K & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & -I_K \\ 0 & 0 & 0 & \vdots & I_K \end{bmatrix} \quad (\text{A.37})$$

em que:

$$\Gamma_p^* y_t + B_q^* x_t = v_t \quad (\text{A.38})$$

denota a implicação das relações de longo prazo. Assim, (b') implica  $|\Gamma_p^*| = |\Gamma(1)| \neq 0$ . Multiplicando (A.38) por  $\Gamma_p^{*-1}$ , tem-se uma redução na forma de representação das relações de co-integração em:

$$y_t = \Pi^* x_t + v_t^* \quad (\text{A.39})$$

sendo  $\Pi^* = -\Gamma_p^{*-1} B_q^*$  e  $v_t^* = \Gamma_p^{*-1} v_t$ . A equação (A.39) indica que cada uma das G relações de co-integração de (A.38) pode ser escrita de uma maneira semelhante, envolvendo pelo menos um conjunto distinto de variáveis dependentes, e cada conjunto de variáveis dependentes é função de K variáveis exógenas. Em outras palavras, a não-estacionariedade de  $y_t$  foi dada pela não-estacionariedade em  $x_t$ .

Deixando que  $\alpha'_g$  denote a g-ésima linha de A., suponha que nas restrições anteriores a g-ésima equação de (A.30) tome a forma  $\alpha'_g \Phi_g = 0$ , sendo  $\Phi_g$  uma matriz  $[(p+1)G + (q+1)K]$  com elementos conhecidos, em que a g-ésima equação (A.30) é identificada e de rank  $A\Phi_g = G-1$  (Hsiao, 1993, citado por HSIAO 1997a). Foi assumido que as restrições anteriores tomam a forma de restrições de exclusão e a g-ésima equação é identificada. Assim, as T-observações da g-ésima equação tomam a seguinte forma:

$$y_g = Z_g \delta_g + \varepsilon_g \quad (\text{A.40})$$

em que:  $y_g = (y_{g1}, \dots, y_{gT})$  ;  $\varepsilon_g = (\varepsilon_{g1}, \dots, \varepsilon_{gT})$ ;

$Z_g = (Y_g, \tilde{Y}_{g,-1}, \dots, \tilde{Y}_{g,-p}, X_g, \dots, X_{g,-q})$ ; e  $\delta'_g = (\gamma'_0, \tilde{\gamma}'_1, \dots, \tilde{\gamma}'_p, \beta'_0, \dots, \beta'_q)$ . A matriz

$\tilde{Y}_g = (Y_g, y_g)$  e  $X_g$ , de dimensões  $T \times G_g$  e  $T \times K_g$ , inclui o conjunto de variáveis dependentes  $Y = (\tilde{Y}_g, \tilde{Y}_{g\Delta})$ , de dimensão  $T \times G$ , e o conjunto de variáveis exógenas

$X = (X_g, X_{g\Delta})$ , de dimensão  $T \times K$ , do sistema (A.40), com  $\tilde{Y}_{g\Delta}$  e  $X_{g\Delta}$  denotando o conjunto de variáveis dependentes e exógenas excluídas da equação  $g$ , e  $\tilde{Y}_{g,-j}$ ,  $X_{g,-j}$ , de dimensões  $T \times G_g$  e  $T \times k_g$ , incluindo o conjunto de variáveis dependentes e exógenas defasadas  $j$  períodos. Para simplificar, assume-se que as observações iniciais  $y_0, \dots, y_{-p+1}, x_0, \dots, x_{-q+1}$  estão disponíveis.

Phillips e Durlauf (1987) e Stock (1987), citados por Hsiao (1997b), demonstram que o estimador de mínimos quadrados é consistente quando os regressores não são co-integrados. Entretanto, em arcabouços dinâmicos as variáveis correntes e defasadas são trivialmente co-integradas. Hsiao (1997a) demonstra a existência de uma matriz  $\tilde{M}_g$ , não-singular, que transforma (A.40) na seguinte forma equivalente:

$$\begin{aligned} y_g &= Z_g \tilde{M}_g \tilde{M}_g^{-1} \delta_g + \varepsilon_g \\ y_g &= Z_g^* \delta_g^* + \varepsilon_g \\ y_g &= Z_{g1}^* \delta_{g1}^* + Z_{g2}^* \delta_{g2}^* + \varepsilon_g \end{aligned} \tag{A.41}$$

em que:  $Z_g^* = Z_g \tilde{M}_g = (Z_{g1}^*, Z_{g2}^*)$  e  $\delta_g^* = \tilde{M}_g^{-1} \delta_g = (\delta_{g1}^*, \delta_{g2}^*)$ , com  $Z_{g1}^*$  consistindo em variáveis  $I(0)$  linearmente independentes e  $Z_{g2}^*$  em variáveis  $I(1)$  linearmente independentes. Hsiao (1997a) demonstra que o estimador de MQO de  $\delta_{g2}^*$  é consistente, mas o estimador de MQO de  $\delta_{g1}^*$  não o é, e que  $Z_{g1}^*$  é correlacionado com o termo de erro  $\varepsilon_g$ . Assim, uma vez que o estimador de  $\delta_g$  é uma transformação linear simples do estimador de MQO na correspondente equação



(A.41), utilizando a matriz transformada  $\tilde{M}_g$ , que envolve a transformação de  $\delta_{g1}^*$  e  $\delta_{g2}^*$ , em geral nenhum dos elementos pode ser estimado consistentemente pelo método de MQO, apesar de  $y_t$  e  $x_t$  serem  $I(1)$ .

### A.7.1. O Estimador de MQ2E

Nesta seção são exploradas as propriedades estatísticas do estimador de MQ2E do sistema (A.30). Entretanto, é interessante uma dicotomização das relações de longo e de curto prazo. O estimador de MQ2E e sua matriz de covariância assintótica são computados por Hsiao (1997a):

$$\hat{\delta}_g = [Z'_g W (W'W)^{-1} W' Z_g]^{-1} [Z'_g W (W'W)^{-1} W' y_g] \quad (\text{A.42})$$

$$\hat{\delta}_g = \delta_g + [Z'_g W (W'W)^{-1} W' Z_g]^{-1} [Z'_g W (W'W)^{-1} W' \varepsilon_g]$$

e

$$\text{cov}(\hat{\delta}_g) = \hat{\sigma}_g^2 [Z'_g W (W'W)^{-1} W' Z_g]^{-1} \quad (\text{A.43})$$

em que,  $W = (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}, X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-q})$ .

Para derivar as propriedades-limite dos estimadores de MQ2E, similarmente ao feito na transformação de (A.40) para (A.41), pode-se utilizar uma matriz  $\tilde{M}_W$ , não-singular, sendo que  $W\tilde{M}_W = (W_1^*, W_2^*)$ , em que  $W_1^* = (\nabla Y_{t-1}, \dots, \nabla Y_{t-p+1}, \nabla X_t, \dots, \nabla X_{t-q}, Y_{t-p} - X_{t-q} \Pi^{**})$  é estacionário e  $W_2^* = X_{t-q}$  é  $I(1)$ .

Desde que  $\tilde{M}_g$  e  $\tilde{M}_W$  sejam não-singular, o estimador de MQ2E (A.42) e sua covariância assintótica (A.43) podem ser escritos como:

$$\hat{\delta}_g = \tilde{M}_g \left\{ \tilde{M}_g' Z'_g W \tilde{M}_W (\tilde{M}_W' W' W \tilde{M}_W)^{-1} \tilde{M}_W' W' Z_g \tilde{M}_g \right\}^{-1} \\ \times \left\{ \tilde{M}_g' Z'_g W \tilde{M}_W (\tilde{M}_W' W' W \tilde{M}_W)^{-1} \tilde{M}_W' W' y_g \right\}$$

$$\begin{aligned}\hat{\delta}_g &= \tilde{M}_g \left[ Z_g^*{}' W^* (W^*{}' W^*)^{-1} W^*{}' Z_g^* \right]^{-1} \left[ Z_g^*{}' W^* (W^*{}' W^*)^{-1} W^*{}' y_g \right] \\ \hat{\delta}_g &= \tilde{M}_g \hat{\delta}_g^*\end{aligned}\tag{A.44}$$

sendo  $\hat{\delta}_g^*$  o estimador de MQ2E de (A.41), utilizando  $W^*$  como instrumentos. A forma convencional de computar a covariância assintótica de  $\hat{\delta}_g^*$  é dada por:

$$\text{cov}(\hat{\delta}_g^*) = \sigma_g^2 \left[ Z_g^*{}' W^* (W^*{}' W^*)^{-1} W^*{}' Z_g^* \right]^{-1}\tag{A.45}$$

Em condições gerais, tem-se:

$$\begin{aligned}\frac{1}{T} Z_{g1}^*{}' W_1^* &\rightarrow M_{Z_1 W_1}^* ; \\ \frac{1}{T^{3/2}} Z_{g1}^*{}' W_2^* &\rightarrow 0 ; \\ \frac{1}{T^2} Z_{g2}^*{}' W_2^* &\Rightarrow M_{Z_2 W_2}^* \\ \frac{1}{T} W_1^*{}' W_1^* &\rightarrow M_{W_1 W_1}^* ; \\ \frac{1}{T^{3/2}} W_1^*{}' W_2^* &\rightarrow 0 ; \\ \frac{1}{T^2} W_2^*{}' W_2^* &\Rightarrow M_{W_2 W_2}^* ;\end{aligned}\tag{A.46}$$

em que  $\rightarrow$  e  $\Rightarrow$  significam convergência em probabilidade com  $T \rightarrow \infty$ . Além disso, desde que  $(1/T)W_1^*{}' \varepsilon_g \rightarrow 0$  e  $(1/T^2)W_2^*{}' \varepsilon_g \rightarrow 0$ , segue-se que  $p\text{lim}(\hat{\delta}_g^*) = \delta_g^*$ . Portanto, o estimador de MQ2E da equação (A.42) é consistente quando  $T \rightarrow \infty$  (HSIAO, 1997a).

Permitindo que:

$$H_W = \begin{bmatrix} T^{-1/2} I_{Gp+Kq} & 0 \\ 0 & T^{-1} I_K \end{bmatrix},$$

$$H_W = \begin{bmatrix} T^{-1/2} I_{g^*} & 0 \\ 0 & T^{-1} I_{g^{**}} \end{bmatrix},$$

em que  $g^*$  e  $g^{**}$  representam as dimensões de  $Z_{g1}^*$  e  $Z_{g2}^*$ , respectivamente.

$$\begin{aligned} H_g^{-1}(\hat{\delta}_g^* - \delta_g^*) &= H_g^{-1} \tilde{M}_g^{-1}(\hat{\delta}_g - \delta_g) \\ H_g^{-1}(\hat{\delta}_g^* - \delta_g^*) &= \begin{pmatrix} \sqrt{T}(\hat{\delta}_{g1}^* - \delta_{g1}^*) \\ T(\hat{\delta}_{g2}^* - \delta_{g2}^*) \end{pmatrix} \\ H_g^{-1}(\hat{\delta}_g^* - \delta_g^*) &= \left[ H_g' Z_g^* W^* H_W (H_W' W^* W^* H_W)^{-1} H_W' W^* Z_g^* H_g \right]^{-1} \\ &\times \left[ H_g' Z_g^* W^* H_W (H_W' W^* W^* H_W)^{-1} H_W' W^* \varepsilon_g \right] \\ H_g^{-1}(\hat{\delta}_g^* - \delta_g^*) &= \begin{bmatrix} (M_{Z_1 W_1}^* W_{W_1 W_1}^{*-1} M_{W_1 Z_1}^*)^{-1} M_{Z_1 W_1}^* M_{W_1 W_1}^{*-1} (1/\sqrt{T}) W_1^* \varepsilon_g \\ (M_{Z_2 W_2}^* W_{W_2 W_2}^{*-1} M_{W_2 Z_2}^*)^{-1} M_{Z_2 W_2}^* M_{W_2 W_2}^{*-1} (1/T) W_2^* \varepsilon_g \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (A.47)$$

Segundo Hsiao (1997a), citando Rao (1973), Chan e Wei (1989) e Phillips (1986), pela versão do teorema do limite central, tem-se:

$$\frac{1}{\sqrt{T}} W_1^* \varepsilon_g \Rightarrow \eta \sim N(0, \sigma_g^2 M_{W_1 W_1}^*) \quad (A.48)$$

Pela versão funcional do teorema do limite central, obtém-se:

$$\frac{1}{T} W_2^* \varepsilon_g \Rightarrow \int_{M_{W_2 W_2}^* > 0} N(0, \sigma_g^2 M_{W_2 W_2}^*) dP(M_{W_2 W_2}^*) \quad (A.49)$$

De acordo com Chan e Wei (1988, citados por HSIAO 1997a), (A.48) e (A.49) são independentes. Segue que:

- O estimador de MQ2E  $\delta_g^* = \tilde{M}_g^{-1} \delta_g = (\delta_{g1}^*, \delta_{g2}^*)$  é consistente. Além disso:

$$\sqrt{T}(\hat{\delta}_{g1}^* - \delta_{g1}^*) \Rightarrow N(0, \sigma_g^2 [M_{Z_1 W_1}^* M_{W_1 W_1}^{*-1} M_{W_1 Z_1}^*]^{-1}) \quad (A.50)$$

$$T(\hat{\delta}_{g2}^* - \delta_{g2}^*) \Rightarrow \int_{M_{W_2 W_2}^* > 0} N(0, \sigma_g^2 [M_{Z_2 W_2}^* M_{W_2 W_2}^{*-1} M_{W_2 Z_2}^*]^{-1} dP(M_{W_2 W_2}^*)) \quad (A.51)$$

A matriz de covariância assintótica de  $\hat{\delta}_g^*$  pode ser aproximada pela fórmula convencional (A.45), porque  $H_g^{-1} Cov(\hat{\delta}_g^*) H_g^{-1}$  converge para:

$$\begin{bmatrix} \Sigma_{11} & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} \end{bmatrix},$$

em que  $\Sigma_{11} = \sigma_g^2 [M_{Z_1 W_1}^* M_{W_1 W_1}^{*-1} M_{W_1 Z_1}^*]^{-1}$  e  $\Sigma_{22} = \sigma_g^2 [M_{Z_2 W_2}^* M_{W_2 W_2}^{*-1} M_{W_2 Z_2}^*]^{-1}$ . Desde que o estimador de MQ2E de (A.42) seja igual a  $\tilde{M}_g \hat{\delta}_g^*$ , tem-se que  $Cov(\hat{\delta}_g) = \tilde{M}_g Cov(\hat{\delta}_g^*) \tilde{M}_g'$ . Se  $Cov(\hat{\delta}_g^*)$  pode ser aproximada pela fórmula convencional (A.45), a matriz de covariância assintótica de  $\hat{\delta}_g$  também pode ser aproximada pela fórmula convencional (A.43).

O estimador de MQ2E da equação (A.40) é uma combinação linear do estimador de MQ2E  $\delta_g^*$  da equação (A.41). As equações (A.44) e (A.47) indicam que o erro de estimação do estimador de MQ2E consiste em dois componentes – um componente de convergência  $T^{1/2}$  de  $(1/T) W_1^* \varepsilon_g$  e um componente de convergência  $T$  de  $(1/T^2) W_2^* \varepsilon_g$ . A distribuição-limite do estimador de MQ2E da equação (A.44) é determinada pelo componente que apresenta a menor taxa de convergência. Se nenhuma das linhas de  $\tilde{M}_g$  corresponde ao primeiro componente  $g^*$  do último vetor do lado direito, desde que a igualdade (A.47) seja identicamente zero, o estimador de MQ2E converge rapidamente para  $T^{1/2}$ . Por outro lado, se as linhas de  $\tilde{M}_g$  do primeiro componente  $g^*$  são identicamente zero, o estimador converge rapidamente para  $T$ . Permitindo que  $\tilde{M}_{g+}$  denote uma submatriz de  $\tilde{M}_g$ , em que as primeiras colunas de  $g^*$  não são identicamente zero e  $\tilde{M}_{g++}$  denote a submatriz de  $\tilde{M}_g$ , em que as primeiras colunas de  $g^*$  são identicamente zero, tem-se que  $\delta_{g+}$  e  $\delta_{g++}$  denotam os subvetores de  $\delta_g$  das correspondentes  $\tilde{M}_{g+}$  e  $\tilde{M}_{g++}$ , respectivamente.

Assim:

- O estimador de MQ2E é consistente. Entretanto, a velocidade de convergência depende da natureza das restrições anteriores. A divisão de  $\delta_g$  em  $\delta_{g+}$  e  $\delta_{g++}$  de acordo com as linhas de  $\tilde{M}_g$ , tal que  $\delta_{g+}$  corresponde às linhas de  $\tilde{M}_{g+}$  e  $\delta_{g++}$ , corresponde às linhas de  $\tilde{M}_{g++}$ . Então,  $\sqrt{T}(\hat{\delta}_{g+} - \delta_{g+})$  segue uma distribuição normal limite, com média zero e matriz de covariância:

$$\tilde{M}_{g+} \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \tilde{M}'_{g+} \quad (\text{A.52})$$

A distribuição-limite de  $T(\hat{\delta}_{g++} - \delta_{g++})$  é próxima à normal com matriz de covariância assintótica:

$$\tilde{M}_{g++} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} \end{pmatrix} \tilde{M}'_{g++} \quad (\text{A.53})$$

Além disso, segundo Hsiao (1997a), a distribuição-limite de  $\sqrt{T}(\hat{\delta}_{g+} - \delta_{g+})$  e  $T(\hat{\delta}_{g++} - \delta_{g++})$  é independente. Esse autor também demonstra que todas as linhas de  $\tilde{M}_g$  tinham, no mínimo, um elemento diferente de zero na primeira coluna  $g^*$ , em que  $p > 1$  e  $q > 1$ . Assim:

- Quando as restrições *a priori* estão na forma de restrições de exclusão e todas as variáveis contidas na  $g$ -ésima equação podem estar na primeira diferença e em nível (uma relação dinâmica na mudança em direção desta variável), o estimador de MQ2E,  $\hat{\delta}_g$  converge para  $\delta_g$  em uma velocidade convencional  $\sqrt{T}$ . Assim,  $\sqrt{T}(\hat{\delta}_g - \delta_g)$  converge para uma distribuição normal singular com média zero e matriz de covariância:

$$\tilde{M}_g \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \tilde{M}'_g \quad (\text{A.54})$$

Hsiao (1997a) concorda que para modelos de série de tempo existem outros métodos mais eficientes de estimação (como o Método dos Momentos Generalizados, por exemplo). Contudo, para a especificação de modelos estruturais, a quantidade de informações é consideravelmente maior do que para a especificação de uma equação de série de tempo.

Concluindo, caso as variáveis sejam integradas de ordem 1, o estimador de mínimos quadrados é inconsistente quando os regressores são co-integrados. Por outro lado, o estimador de MQ2E é consistente com diferentes taxas de convergência. Dependendo da natureza das restrições, *a priori*, suas estimativas de convergência para os verdadeiros parâmetros podem-se dar de forma rápida com taxa de  $1/\sqrt{T}$ , e sua distribuição-limite é normal ou de forma super-rápida a uma taxa de  $1/T$ , com sua distribuição-limite se aproximando da normal. Todavia, qualquer que seja a velocidade de convergência, a matriz de covariância assintótica do estimador de MQ2E permanece válida. Resumindo, embora a velocidade de convergência e as distribuições-limite sejam teoricamente de interesse, para a construção de modelos estruturais, a mensagem é clara: “convém ter alguma preocupação quanto à questão da identificação e viesamento de simultaneidade, mas não vale a pena haver preocupação sobre as questões da não estacionariedade e co-integração. Tudo aquilo que é necessário fazer na construção de modelos estruturais é seguir a sabedoria convencional” (HSIAO, 1997a, 395)

Neste trabalho optou-se por trabalhar com as séries em nível, uma vez que, de acordo com Hsiao (1997a,b), os estimadores de MQ2E permanecem consistentes.

Contudo, no caso de não se confirmar o viés de simultaneidade foi utilizado o Método de Mínimos Quadrados Ordinários, visto que nessa situação os estimadores de MQO são mais eficientes do que os estimadores de MQ2E. Dessa forma, faz-se necessário realizar teste de raiz unitária, considerando possíveis quebras estruturais, assim como testes de co-integração.

## A.8. Avaliação dos Modelos

Para Pindyck e Rubinfeld (2004), ao contrário do que acontece na avaliação de modelos uniequacionais, verificar a qualidade do ajuste de um modelo sistêmico é bem mais complexo. Nos modelos de uma única equação, as estatísticas  $t$ ,  $F$  e de Durbin-Watson servem como indicadores para um bom ajustamento. Além disso, pode-se analisar o erro-padrão de previsão para definir a qualidade do modelo, dado que o modelo tem esse objetivo. Quanto menor o erro-padrão, melhor o poder de previsão.

Em modelos sistêmicos a avaliação não é igualmente direta. O bom resultado estatístico das equações pode não ser o melhor resultado quando se tem o objetivo da previsão. Por outro lado, a previsão pode ser boa e o ajustamento das equações pode não ser dos melhores, se nesse caso se busca analisar uma hipótese específica, o modelo deixaria a desejar. Ainda, pode-se encontrar a situação em que algumas das equações apresentam bom ajustamento, enquanto outras não.

Quando o objetivo é testar uma hipótese específica, a análise das estatísticas  $t$  dos parâmetros das equações é um bom rumo a ser seguido. Caso algumas equações não apresentem bons resultados, o pesquisador deve ter a sensibilidade de saber quais são as variáveis mais relevantes do modelo e se estas se mostram significativas. Além disso, cabe ao pesquisador analisar o modelo como um todo. Pode-se ter um modelo em que todas as variáveis, em todas as equações, se mostrem significativas, mas esse modelo apresenta um ajustamento para previsão pior do que outro com um ajustamento estatístico não tão bom (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Os modelos podem ter como objetivo a previsão. Nesse caso, existem diversos critérios com os quais se pode avaliar a qualidade desses modelos. O primeiro seria a raiz do erro de simulação quadrático médio percentual. Essa raiz do erro é medida no período de análise. Pode acontecer que algumas variáveis apresentem raiz do erro quadrático médio percentual elevado, enquanto outras não. Quando o objetivo é a previsão de todas as variáveis endógenas do modelo, esse erro deve ser calculado em conjunto. Caso o objetivo seja a previsão de uma

única variável, deve-se tentar identificar quais as variáveis são mais críticas, caso exista, e tentar descobrir o que estaria fazendo com que elas se desviem do seu caminho. Poder-se-ia substituir a forma das equações e, mesmo que se obtenha ajustamento estatístico pior, melhorar o ajustamento conjunto do modelo. A raiz do erro de simulação quadrático médio percentual é dada por:

$$\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{Y_t^S - Y_t^a}{Y_t^a} \right)^2} \quad (\text{A.55})$$

em que  $Y_t^S$  é o valor simulado de  $Y$ ;  $Y_t^a$ , o valor efetivo; e  $T$ , o número de observações.

Outra forma de avaliação relacionada com a raiz do erro de simulação quadrático médio é a desigualdade de Theil:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^S - Y_t^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^S)^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^a)^2}} \quad (\text{A.56})$$

Conforme Pindyck e Rubinfeld (2004),  $U$  é a razão entre o erro de simulação quadrático médio, e o denominador fará com que  $U$  esteja sempre entre 0 e 1. Caso  $U$  seja zero,  $Y_t^S$  é igual a  $Y_t^a$  e o ajustamento do modelo é perfeito. Caso  $U$  seja 1, o modelo apresenta o pior desempenho possível para a previsão.

Ainda segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), a desigualdade de Theil pode ser dividida em três proporções:  $U^M$ ,  $U^S$  e  $U^C$ , que são respectivamente a proporção da tendenciosidade, proporção da variância e proporção da covariância, permitindo a decomposição do erro de simulação em suas fontes características.



$$U^M = \frac{\left(\bar{Y}^s - \bar{Y}^a\right)^2}{\frac{1}{T} \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad (\text{A.57})$$

$$U^S = \frac{(\sigma_s - \sigma_a)^2}{\frac{1}{T} \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad (\text{A.58})$$

$$U^C = \frac{2(1-\rho)\sigma_s\sigma_a}{\frac{1}{T} \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad (\text{A.59})$$

em que  $\bar{Y}^s$ ,  $\bar{Y}^a$ ,  $\sigma_s$  e  $\sigma_a$  são as médias e os desvios-padrões de  $Y_t^s$  e  $Y_t^a$  e  $\rho$  é o coeficiente de correlação.

O ideal é que as proporções de tendenciosidade e de variância tendessem a zero. A primeira indica o erro sistemático de previsão. Valores acima de 0,2 seriam preocupantes, pois indicariam a presença de erros sistemáticos de previsão. A segunda mostra a capacidade do modelo de replicar o grau de variabilidade da variável de interesse. Valores altos para  $U^S$  indicam que a série efetiva flutuou muito, enquanto a simulada não.

Por fim, tem-se a proporção de covariância. É desejável que  $U^C$  seja o mais próximo de 1 possível, por ser indicador de erro não-sistemático. Assim, encontrando valores para  $U$  maiores do que zero, é desejável que esse valor apresente as seguintes proporções, ou pelo menos se aproxime delas:  $U^M = 0$ ;  $U^S = 0$ ; e  $U^C = 1$ .

Existem outros critérios para avaliar modelos, como, por exemplo, verificar os pontos de inflexão das séries efetiva e prevista; modificar a especificação do modelo no que tange à alteração do período de análise; e verificar então se houve modificações consideráveis.

## A.9. Filtro de Kalman

Diante da dificuldade de obter observações diretas para o prêmio de risco cambial e de adotar alguma variável como *proxy*, embora alguns trabalhos tenham feito isso, o filtro de Kalman se apresenta como uma ótima ferramenta para estimação dessa variável.

Inicialmente, é necessário especificar um modelo de espaço estado<sup>41</sup>. Para isso, é conveniente escrever a equação (3.48) da seguinte forma:

$$f_t = E(s_{t+1}) + \rho_t$$
$$-v_{t+1} = E(s_{t+1}) - s_{t+1}$$

Valendo-se das duas equações anteriores, pode-se escrever o modelo de espaço estado como se segue:

$$(f_t - s_{t+1}) = \rho_t + v_{t+1} \tag{A.60}$$

$$\rho_t = \alpha + \phi\rho_{t-1} + u_t \tag{A.61}$$

Como visto nas equações (3.51) e (3.52), o excesso do retorno no mercado de câmbio, dado pela diferença entre o prêmio futuro e a depreciação futura da taxa de câmbio,  $(f_t - s_t) - (s_{t+1} - s_t) = (f_t - s_{t+1})$ , é representado por um prêmio de risco mais um termo de erro aleatório. Nesse ponto, o filtro de Kalman é essencial, pois através do modelo de espaço estado consegue-se extrair o componente sistemático (prêmio de risco cambial) do excesso de retorno do mercado cambial, separando-o do componente aleatório (erro aleatório). Além disso, abre a possibilidade para que se especifique o prêmio sem que sejam especificadas as variáveis que o afetam, visto que estas são, em grande parte das vezes, não observadas.

---

<sup>41</sup> Segundo Cruz Junior (2004), citando Harvey (1999), “a forma de espaço estado é uma ferramenta muito poderosa que abre espaço para uma vasta gama de modelos de séries temporais, pois, uma vez que o modelo é colocado na forma de espaço estado, o Filtro de Kalman, por exemplo, pode ser aplicado para realizarem-se estimativas e alisamento da série de interesse”.

Para generalizar, pode-se escrever o modelo de espaço estado como em Morettin e Toloi (2004), relacionando as variáveis observadas  $D_t$  e os erros aleatórios  $w_t$  através de um processo Markoviano de primeira ordem ( $L_t$ ), denominado vetor de estados:

$$D_t = A_t L_t + w_t \quad (\text{A.62})$$

$$L_t = G_t L_{t-1} + k_t \quad (\text{A.63})$$

em que  $A_t$  (no caso deste estudo, trata-se de um modelo uniequacional, sendo  $A_t = 1$ ) é a matriz do sistema de ordem  $(q \times p)$ , ou matriz de constantes conhecidas;  $w_t$  é um vetor de erros aleatórios não correlacionados com média zero e matriz de variâncias e covariâncias  $R$ ;  $G_t$  é a matriz de transição de ordem  $(p \times q)$  (no caso do modelo específico para o risco cambial  $G_t = \phi$ ). O teorema da soma para processo de média móvel determina que a ordem de defasagem, ou o processo ARMA  $(p,q)$ , tem como base as autocorrelações existentes na série  $(f_t - s_{t+1})$ <sup>42</sup>, ajudando a definir a forma como será medido, ou o processo pelo qual se determinará o prêmio de risco cambial;  $k_t$  é um vetor de ruídos brancos não correlacionados com média zero e matriz de covariância  $Q$ ;  $D_t$  é o vetor de variáveis observáveis (neste estudo,  $(f_t - s_{t+1})$ ); e  $L_t$  é o vetor de variáveis estado não observáveis ( $L_t = \rho_t$ ).

A equação (A.60) é conhecida por equação de observação, enquanto a equação (A.63) é a equação de transição de estado. Além disso, assume-se que o estado inicial tem média  $L_0$  e matriz de covariância  $\Sigma_0$  e que os vetores ruído branco são não correlacionados entre si e não correlacionados com o estado inicial.

$$E(w_t k_t') = 0, \quad t, s = 1, \dots, N$$

$$E(w_t L_0') = 0 \quad \text{e} \quad E(k_t L_0') = 0, \quad t = 1, \dots, N$$

---

<sup>42</sup> A soma de dois processos de médias móveis não correlacionados de ordem  $q_1$  e  $q_2$  é representada por outro processo de média móvel de ordem  $q = \text{Max}(q_1, q_2)$ .

De acordo com Cruz Jr, (2004), citando Harvey (1999), as matrizes  $A_t$  e  $G_t$  são não-estocásticas, o que acaba levando o sistema a ser linear; para valor de  $t$ ,  $D_t$  pode ser escrito como uma combinação linear dos valores passados e presentes dos termos de erros  $w_t$  e  $k_t$ .

Admitindo que os termos de erros  $w_t$  e  $k_t$  assumem distribuição normal<sup>43</sup>, através dos modelos de espaço estado, o filtro de Kalman fornece estimadores de mínimos quadrados, do vetor de estado  $L_t$ , usando as informações referentes aos valores observados de  $D_t$ .

$$l_t^s = E(l_t / D_s) \quad (\text{A.64})$$

e

$$P_{t_1, t_2}^s = E[(l_{t_1} - l_{t_1}^s)(l_{t_2} - l_{t_2}^s)] \quad (\text{A.65})$$

em que  $P_t$  é a matriz de variância e covariância dos erros de estimação e  $l_t$  é o valor estimado para a variável de estado.

Quando é utilizada a hipótese de normalidade dos erros  $w_t$  e  $k_t$ , a matriz de variância e covariância dos erros de estimação pode ser determinada como uma matriz de variância e covariância condicional. Além disso, dado que o vetor de estado inicial também assume distribuição normal, pode-se estimar por máxima verossimilhança os parâmetros de  $G_t$  e  $A_t$  e as matrizes de variância e covariância dos erros  $w_t$  e  $k_t$ , podendo, assim, fazer inferência sobre o vetor de estado  $L_t$ :

$$P_{t_1, t_2}^s = E[(l_{t_1} - l_{t_1}^s)(l_{t_2} - l_{t_2}^s) | D_s] \quad (\text{A.66})$$

A metodologia do filtro de Kalman possibilita a estimação de equação de filtragem ( $s = t$ ) e de previsão ( $s < t$ ). Percebe-se que  $l_t^s$  é uma combinação linear de  $d_1, d_2, \dots, d_t$ .

---

<sup>43</sup> Para testar a normalidade, foi utilizado o teste de Lilliefors. Para mais detalhes, ver Guimarães (2005).

Aplicando o filtro de Kalman no modelo espaço estado (A.62) – (A.63), assumindo as condições iniciais  $l_0^0 = \mu$  e  $P_0^0 = \Sigma_0$ , tem-se para  $t = 1, \dots, N$ :

$$L_t^{t-1} = GL_{t-1}^{t-1} \quad (\text{A.67})$$

$$P_t^{t-1} = GP_{t-1}^{t-1}G' + Q \quad (\text{A.68})$$

com

$$l_t^t = l_t^{t-1} + M_t(D_t - A_t l_t^{t-1}) \quad (\text{A.69})$$

$$P_t^t = [I - M_t A_t] P_t^{t-1} \quad (\text{A.70})$$

sendo:

$$M_t = P_t^{t-1} A_t' [A_t P_t^{t-1} A_t' + R]^{-1} \quad (\text{A.71})$$

As equações (A.69)-(A.71) formam o filtro de Kalman.  $M_t$  é denominado “ganho de Kalman”. Inicialmente, vale-se de toda informação até  $t-1$  para calcular as melhores estimativas para o período  $t$ , através de (A.67)-(A.68). Sequencialmente, a estimativa para  $t$ , tendo como base as informações até  $t-1$ , é incorporada para uma nova estimativa. Percebe-se que a cada estimativa uma nova série de erros é gerada, assim como suas matrizes de variância e covariância.

Pode-se, também, determinar o suavizador de Kalman. Assim como anteriormente, assume-se o modelo de espaço estado (A.62) – (A.63) e as condições iniciais  $l_N^N$  e  $P_N^N$  para  $t = N, N-1, \dots, 1$ .

$$l_{t-1}^N = l_{t-1}^{t-1} + J_{t-1}(l_t^N - l_t^{t-1}) \quad (\text{A.72})$$

$$P_{t-1}^N = P_{t-1}^{t-1} + J_{t-1}(P_t^N - P_t^{t-1})J_{t-1}' \quad (\text{A.73})$$

sendo:

$$J_{t-1} = P_{t-1}^{-1} G' (P_t^{-1})^{-1} \quad (\text{A.74})$$

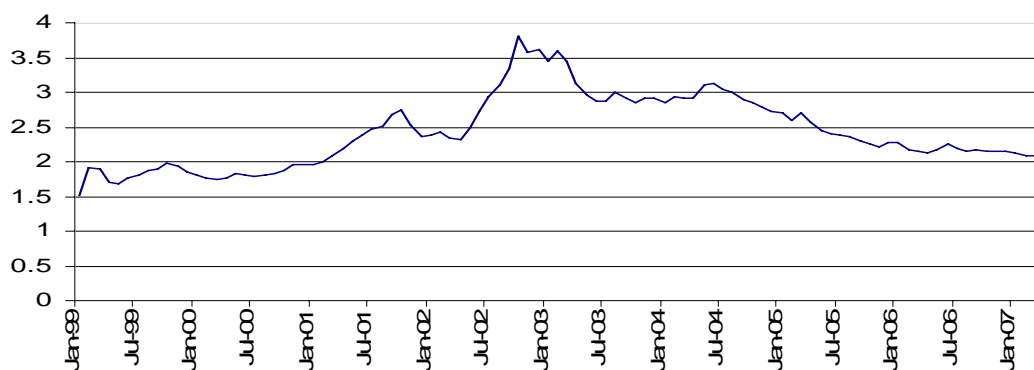
em que  $J_{t-1}$  é o suavizador de Kalman.

Por último, dois testes devem ser realizados nos modelos de espaço estado. Deve-se testar a autocorrelação e a normalidade dos erros, fundamentais para que as hipóteses feitas acerca dos resíduos sejam satisfeitas. A correlação serial pode ser testada por meio das Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP). Valores significativamente diferentes de zero para as autocorrelações da série dos resíduos identificariam a presença de autocorrelação.

O teste de normalidade utilizado foi o de Lilliefors. Segundo Guimarães (2005), neste teste, a hipótese nula é de normalidade dos erros. Optou-se pelo por este teste devido ao fato de se tratar de um teste não-paramétrico e ser mais robusto do que, por exemplo, o teste de Jarque-Bera. O teste de Lilliefors é aplicado independentemente da forma da distribuição.

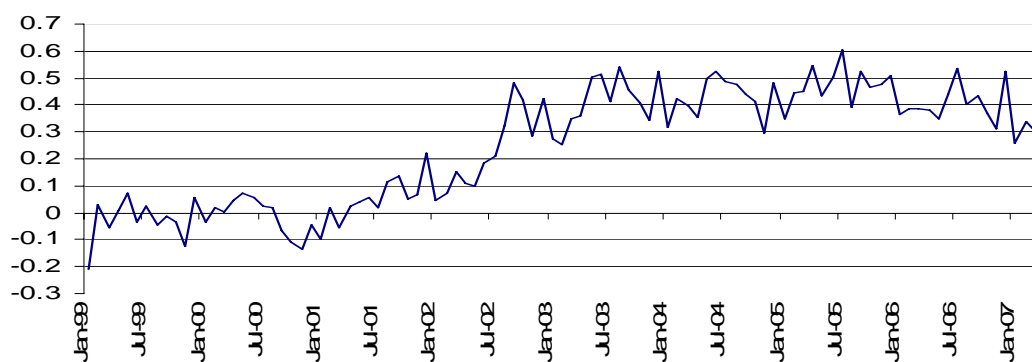
## APÊNDICE B

As Figuras 1B a 5B mostram o comportamento no tempo das variáveis taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ), exportações líquidas ( $Z_t$ ), preços internos ( $p_t$ ), preços externos ( $p_t^*$ ) e renda externa ( $y_t^*$ ).



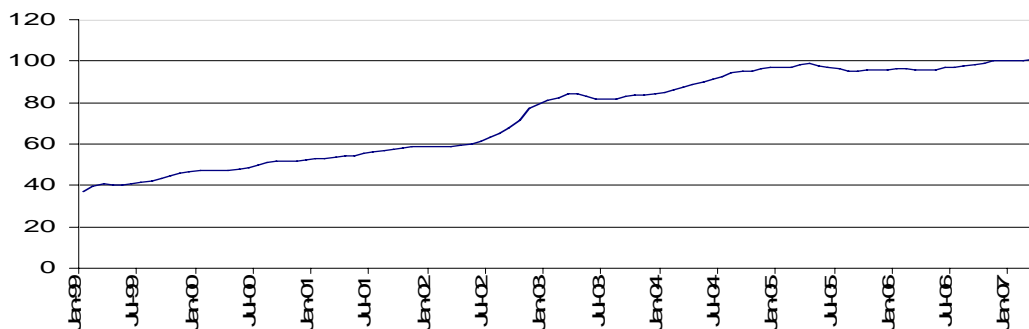
Fonte: Banco Central do Brasil (2007).

**Figura 1B** - Comportamento da taxa de câmbio à vista no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.



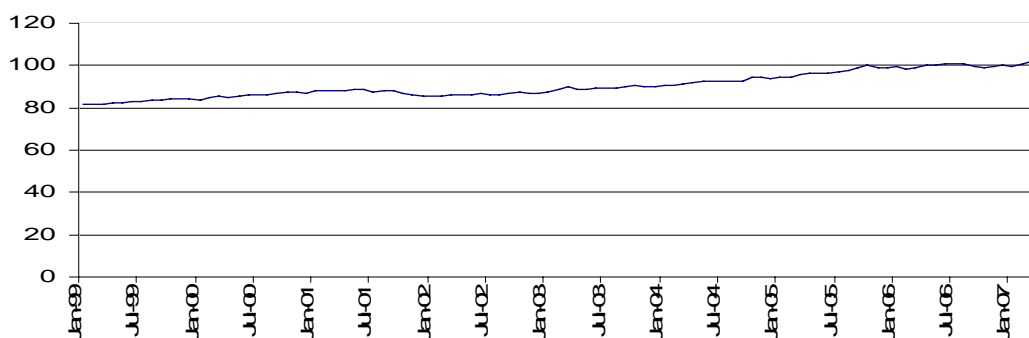
Fonte: Funcex (2007).

**Figura 2B** - Comportamento das exportações líquidas (em logaritmo) no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.



Fonte: Banco Central do Brasil (2007).

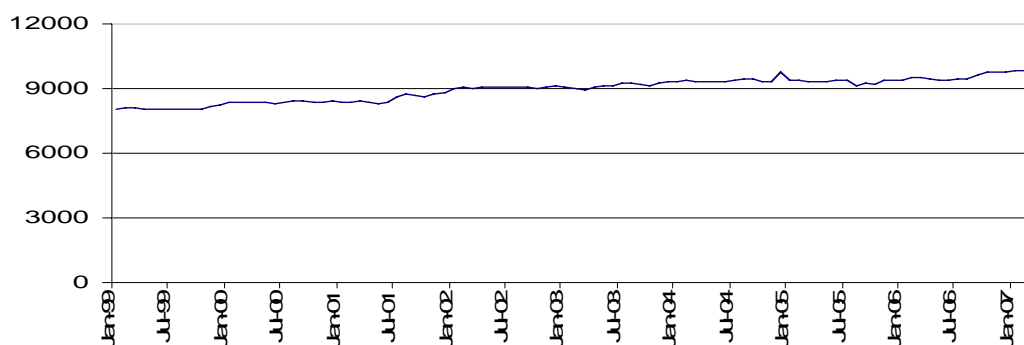
**Figura 3B** - Comportamento dos preços internos no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.



Fonte: Banco Central do Brasil (2007).

**Figura 4B** - Comportamento dos preços externos no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.





Fonte: Banco Central do Brasil (2007).

**Figura 5B** - Comportamento da renda externa no tempo, no período de janeiro de 1999 a março de 2007.

Nas Tabelas 1B a 5B encontram-se as regressões utilizadas para testar a presença de *outlier* nas séries de taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ), exportações líquidas ( $Z_t$ ), preços internos ( $p_t$ ), preços externos ( $p_t^*$ ) e renda externa ( $y_t^*$ ).

**Tabela 1B** – Regressão para testar a presença de dois *outliers* na série  $s_t$

Variável	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	0,1340 <sup>***</sup>	0,0503
$s_{t-1}$	0,9442 <sup>***</sup>	0,0204
D1	0,5160 <sup>***</sup>	0,1058
D2	0,0833 <sup>ns</sup>	0,1042

Fonte: Dados da pesquisa.

\*\*\* - significativo a 1%; <sup>ns</sup> – não-significativo.

Obs.: D1 assume valor 1 para o mês de outubro de 2002 e zero para o restante da amostra; D2 assume valor 1 para o mês de outubro de 2001 e zero para o restante da amostra.

**Tabela 2B** – Regressão para testar a presença de um *outlier* na série  $Z_t$

Variável	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	0,0362 <sup>***</sup>	0,0144
$Z_{t-1}$	0,8691 <sup>***</sup>	0,0440
D1	0,1693 <sup>*</sup>	0,0944

Fonte: Dados da pesquisa.

\*\*\* - significativo a 1%; \* - significativo a 10%; <sup>ns</sup> – não-significativo.

Obs.: D1 assume valor 1 para o mês de setembro de 2002 e zero para o restante da amostra.

**Tabela 3B** – Regressão para testar a presença de um *outlier* na série  $p_t$ 

Variável	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	1,2466 <sup>***</sup>	0,3372
$p_{t-1}$	0,9918 <sup>***</sup>	0,0443
D1	-0,4979 <sup>ns</sup>	0,9467

Fonte: Dados da pesquisa.

\*\*\* - significativo a 1%; <sup>ns</sup> – não-significativo.

Obs.: D1 assume valor 1 para o mês de abril de 2003 e zero para o restante da amostra.

**Tabela 4B** – Regressão para testar a presença de um *outlier* na série  $p_t^*$ 

Variável	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	-0,2161 <sup>ns</sup>	1,0436
$p_{t-1}^*$	1,0046 <sup>***</sup>	0,0115
D1	0,8139 <sup>ns</sup>	0,6212

Fonte: Dados da pesquisa.

\*\*\* - significativo a 1%; <sup>ns</sup> – não-significativo.

Obs.: D1 assume valor 1 para o mês de setembro de 2002 e zero para o restante da amostra.

**Tabela 5B** – Regressão para testar a presença de três *outliers* na série  $y_t^*$ 

Variável	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	279,2948 <sup>*</sup>	147,0841
$y_{t-1}^*$	0,9702 <sup>***</sup>	0,0164
D1	7,6163 <sup>ns</sup>	85,5316
D2	-95,3199 <sup>ns</sup>	85,5428
D3	425,7744 <sup>***</sup>	85,7353

Fonte: Dados da pesquisa.

\*\*\* - significativo a 1%; \* - significativo a 10%; <sup>ns</sup> – não-significativo.

Obs.: D1 assume valor 1 para o mês de fevereiro de 2002 e zero para o restante da amostra; D2 assume valor 1 para o mês de outubro de 2002 e zero para o restante da amostra; D3 assume valor 1 para o mês de dezembro de 2004 e zero para o restante da amostra.

A Tabela 6B apresenta os testes de estacionariedade para as séries taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ), exportações líquidas ( $Z_t$ ), preços internos ( $p_t$ ), preços externos ( $p_t^*$ ) e renda externa ( $y_t^*$ ).

**Tabela 6B** - Teste de raiz unitária nas séries de taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ), exportações líquidas ( $Z_t$ ), preços internos ( $p_t$ ), preços externos ( $p_t^*$ ) e renda externa ( $y_t^*$ ), com as devidas alterações, caso necessário, para quebra estrutural

Série	Equação de teste	Lag	Estatística de teste
$s_t$	Sem constante e sem tendência	0	-0,2292 <sup>ns</sup>
$\Delta s_t$	Sem constante e sem tendência	0	-8,0408 <sup>***</sup>
$y_t^*$	Com constante e com tendência	0	-2,7061 <sup>ns</sup>
$\Delta y_t^*$	Sem constante e sem tendência	0	-9,0531 <sup>***</sup>
$p_t$	Com constante e com tendência	1	-1,9372 <sup>ns</sup>
$\Delta p_t$	Sem constante e sem tendência	0	-3,5263 <sup>***</sup>
$p_t^*$	Com constante e com tendência	0	-1,5672 <sup>ns</sup>
$\Delta p_t^*$	Sem constante e sem tendência	1	-8,3838 <sup>***</sup>
$Z_t$	Sem constante e sem tendência	0	-0,4545 <sup>ns</sup>
$\Delta Z_t$	Sem constante e sem tendência	0	-10,9823 <sup>***</sup>

Fonte: Elaborado pelo autor.

\*\*\* - significativo a 1%; <sup>ns</sup> - não-significativo.

## APÊNDICE C

**Tabela 1C** – Equação das exportações líquidas estimada por MQ2E (variável dependente: Exportações Líquidas)

15,8860 (101,8392) <sup>ns</sup>	0,8861( $s_t$ ) (1,3869) <sup>ns</sup>	2,1483( $p_t$ ) (7,2350) <sup>ns</sup>	-5,2879( $p_t^*$ ) (23,1653) <sup>ns</sup>	1,2157( $y_t$ ) (4,0099) <sup>ns</sup>	-1,6977( $y_t^*$ ) (8,2280) <sup>ns</sup>
-------------------------------------	---	---	---	---	--

Os instrumentos utilizados foram:  $y_{t-1}^*$ ,  $y_{t-1}$ ,  $s_{t-1}$ ,  $m_{t-1}$  e  $i_t^*$

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>ns</sup> – não-significativo

- Os valores entre parênteses são os respectivos desvios-padrão dos parâmetros estimados robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação.
- A escolha das variáveis que seriam utilizadas como instrumentos, para cada equação, foi baseada na correlação entre as variáveis instrumentais e as variáveis endógenas explicativas de cada equação.

**Tabela 2C** – Teste de autocorrelação e heterocedasticidade na equação das exportações líquidas, estimada por MQ2E

Equação	Estatística do teste de Breusch-Godfrey	Estatística do teste de White
Exportações líquidas	15,48156 <sup>*</sup>	7,6856 <sup>ns</sup>

<sup>\*</sup> - significativo a 1%    <sup>ns</sup> – não-significativo.

Obs: as hipóteses nulas dos testes são de que os erros são não-correlacionados e homocedásticos.

