

**Rodrigo José Leite**  
**SISBI/UFU**



1000224384

**O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA  
DE CÂMBIO E A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO  
DE FLEXIBILIDADE CAMBIAL: ANÁLISE DE VETORES  
AUTO-REGRESSIVOS E CAUSALIDADE**

**Uberlândia**  
**Universidade Federal de Uberlândia**  
**2004**

Rodrigo José Leite

H011  
330.743  
L333  
TAC/ME/11

**O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA  
DE CÂMBIO E A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO  
DE FLEXIBILIDADE CAMBIAL: ANÁLISE DE VETORES  
AUTO-REGRESSIVOS E CAUSALIDADE**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado  
em Desenvolvimento Econômico do Instituto de  
Economia da Universidade Federal de  
Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do  
título de Mestre em Economia.

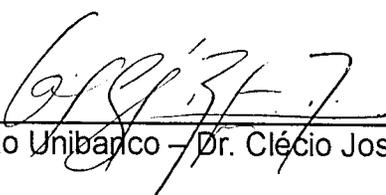
**Orientador: Professor Dr. Flávio Vilela Vieira**

**Uberlândia  
Universidade Federal de Uberlândia  
2004**

Banca Examinadora – Data da Defesa 10 / 07 / 2004

  
Orientador: Prof. Dr. Flávio Vilela Vieira

  
Prof. Dr. Márcio Holland de Brito

  
Economista do Unibanco – Dr. Clécio José Bortoni Dias

Prof. Dra Vanessa Petrelli Corrêa  
Coordenadora do Curso de Mestrado em Economia

Uberlândia  
Julho – 2004

Agradeço aos participantes da banca pela presença tão valiosa, e ao meu orientador, por me mostrar outros nortes da teoria econômica.

Agradeço à minha família e aos amigos pelo incentivo, e à minha esposa, pela compreensão e compartilhamento de minhas dificuldades.

## SUMÁRIO

RESUMO .....	07
ABSTRACT .....	08
INTRODUÇÃO .....	09
CAPÍTULO 1 O MODELO MONETÁRIO DO BALANÇO DE PAGAMENTOS E DA TAXA DE CÂMBIO .....	10
1.1 A Abordagem Monetária para o Balanço de Pagamentos: Aspectos Teóricos .....	10
1.2 Modelos Monetários de Determinação da Taxa de Câmbio: Aspectos Teóricos ....	16
1.2.1 A Abordagem Monetária <i>Flex-Price</i> da Taxa de Câmbio .....	16
1.2.2 A Abordagem Monetária <i>Sticky-Price</i> da Taxa de câmbio .....	20
1.2.3 O Modelo Monetário Híbrido de Determinação da Taxa de Câmbio .....	27
CAPÍTULO 2 ESTACIONARIDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS E ANÁLISE DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS: TEORIA E ASPECTOS METODOLÓGICOS .....	30
2.1 A Importância do Teste de Estacionaridade de uma Série Temporal .....	30
2.1.1 Implicações de Não-Estacionaridade de uma Série Temporal .....	31
2.1.2 O Uso do Correlograma para Testar Estacionaridade de uma Série .....	34
2.1.3 O Teste de Raiz Unitária .....	36
2.1.4 O Teste de Dickey-Fuller .....	37
2.1.5 O Teste de Dickey-Fuller Aumentado .....	38
2.1.6 Raízes Múltiplas .....	39
2.2 Vetores Auto-Regressivos .....	40
2.2.1 Análise <i>VAR</i> .....	40
2.2.2 As Estimativas dos Parâmetros do <i>VAR</i> .....	42
2.2.3 Causalidade de Granger .....	45
2.2.4 A Função de Impulso-Resposta .....	46

2.2.5 Decomposição de Variância .....	51
CAPÍTULO 3 O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: ANÁLISE DOS RESULTADOS EMPÍRICOS .....	55
3.1 Evidências Empíricas .....	55
3.2 O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Análise dos Resultados Empíricos .....	57
3.2.1 Resultados da Análise de Regressão .....	58
3.2.2 Análise dos Resultados Estatísticos Preliminares .....	60
3.2.3 Teste de Raiz Unitária .....	60
3.2.4 Análise dos Resultados das Estatísticas VAR .....	61
3.2.4.1 Análise dos Resultados de Funções Impulso-Resposta .....	61
3.2.4.2 Análise dos Resultados de Decomposição de Variância .....	64
3.2.5 Análise dos Resultados do Teste de Causalidade de Granger .....	65
CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	67
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	69
APÊNDICES .....	71
Apêndice 1 .....	71
Apêndice 2 .....	73
Apêndice 3 .....	75
Apêndice 4 .....	77
Apêndice 5 .....	78
Apêndice 6 .....	79
Apêndice 7 .....	88
Apêndice 8 .....	89
Apêndice 9 .....	90
Apêndice 10 .....	94
Apêndice 11 .....	97

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 Equilíbrio Automático entre Demanda Agregada e Renda .....	14
FIGURA 2 A Convergência de Preço e de Taxa de Câmbio para seus Níveis de Longo Prazo .....	22
FIGURA 3 Ultrapassagem ( <i>Overshooting</i> ) da Taxa de Câmbio .....	24
FIGURA A6.1 Gráfico e Correlograma da Taxa de Câmbio em Nível e em Primeira Diferença .....	79
FIGURA A6.2 Gráfico e Correlograma do Diferencial do Produto em Nível e em Primeira Diferença .....	80
FIGURA A6.3 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Moeda em Nível e em Primeira Diferença .....	81
FIGURA A6.4 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Índice de Preço ao Consumidor em Nível e em Primeira Diferença .....	82
FIGURA A6.5 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Índice de Preço ao Atacado em Nível e em Primeira Diferença .....	83
FIGURA A6.6 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Índice de Expectativas Inflacionárias em Nível e em Primeira Diferença .....	84
FIGURA A6.7 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Taxa de Juros Real com Índice de Preço ao Consumidor em Nível e em Primeira Diferença .....	85
FIGURA A6.8 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Taxa de Juros Real com Índice de Preço ao Atacado em Nível e em Primeira Diferença .....	86
FIGURA A6.9 Gráfico e Correlograma do Diferencial de Taxa de Juros Real com Índice de Expectativas Inflacionárias em Nível e em Primeira Diferença .....	87
FIGURA A9.4 Funções Impulso-Resosta – <i>VAR</i> com Índice de Preço ao Consumidor .....	91
FIGURA A9.5 Funções Impulso-Resosta – <i>VAR</i> com Índice de Preço ao Atacado .....	92
FIGURA A9.6 Funções Impulso-Resosta – <i>VAR</i> com Índice de Expectativas Inflacionárias .....	93

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 Valores e Sinais dos Coeficientes dos Modelos <i>Flex-Price</i> , <i>Sticky-Price</i> e Híbrido .....	29
TABELA A4.1 Nomenclatura das Variáveis .....	77
TABELA A5.1 Estatísticas Preliminares das Séries Temporais .....	78
TABELA A7.1 Teste ADF .....	88
TABELA A8.1 Seleção do modelo DLE, DDIFLM, DPROD, DINFIPC e DTJRIPC .....	89
TABELA A8.2 Seleção do modelo DLE, DDIFLM, DPROD, DINFIPA e DTJRIPA .....	89
TABELA A8.3 Seleção do modelo DLE, DDIFLM, DPROD, DEXPIPC e DDTJREXP .....	89
TABELA A9.1 Matriz de Variância-Covariância – VAR com Índice de Preço ao Consumidor .....	90
TABELA A9.2 Matriz de Variância-Covariância – VAR com Índice de Preço ao Atacado .....	90
TABELA A9.3 Matriz de Variância-Covariância – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias .....	90
TABELA A10.1 Decomposição de Variância – VAR com Índice de Preço ao Consumidor .....	94
TABELA A10.2 Decomposição de Variância – VAR com Índice de Preço ao Atacado .....	95
TABELA A10.3 Decomposição de Variância – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias .....	96
TABELA A11.1 Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Consumidor (Duas Defasagens) .....	97
TABELA A11.2 Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Consumidor (Uma Defasagem) .....	98
TABELA A11.3 Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Atacado (Duas Defasagens) .....	99
TABELA A11.4 Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Atacado (Uma Defasagem) .....	100

TABELA A11.5 Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias (Duas Defasagens) .....	101
TABELA A11.6 Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias (Uma Defasagem) .....	102

## RESUMO

O objetivo principal desta dissertação é testar o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio para o Brasil a partir de janeiro de 1999. Em linhas gerais, tal modelo sugere que distúrbios no mercado monetário têm efeitos sobre a taxa de câmbio. As evidências empíricas deste trabalho estão baseadas na utilização de modelos de vetores auto-regressivos (*VAR*) e de testes de causalidade no sentido Granger. Os resultados empíricos sugerem que choques no diferencial de taxas de crescimento monetário não têm efeitos permanentes sobre o diferencial de inflação nem sobre o diferencial da taxa de câmbio, contrariando a lógica do modelo monetário da taxa de câmbio. Outro resultado mostra que, após uma expansão inesperada na oferta de moeda, há a redução implícita da taxa de juros nominal, já que a taxa de câmbio responde positivamente a uma redução na taxa de juros real doméstica, provocando o *overshooting*. A baixa participação relativa da soma das variâncias dos erros de previsão dos fundamentos monetários pouco explicam a variância total do erro da taxa de câmbio, sugerindo que há outras variantes explicadoras não contempladas pelo modelo aqui presente. Por fim, a causalidade observada entre a variação do diferencial de moeda (doméstico e externo) e a variação da taxa de câmbio não se dá através da inflação, visto que os resultados apontam uma reação negativa do câmbio a um choque no diferencial de inflação, invalidando uma das principais hipóteses do modelo: a teoria da paridade do poder de compra.

## ABSTRACT

*The main goal of this dissertation is to empirically test the monetary model of exchange rate determination for Brazil since January of 1999. One can say that shocks in the monetary market has an impact on the exchange rate as it is highlighted by the monetary model and the purchasing power parity. The empirical framework is based on a vector autoregressive (VAR) analysis and the Granger causality test. The empirical findings suggest that shocks to monetary aggregates do not have permanent effects on inflation and the changes in the exchange rate, which does not support the monetary model of exchange rate. Another result points out to a reduction in the nominal interest rate after an unexpected shock in money supply since the exchange rate has a positive response to a decrease in real interest rate, expressed through an overshooting of the exchange rate. The variance decomposition analysis indicates that monetary fundamentals have a relatively low power to explain changes in the exchange rate, suggesting possible omitted variables in the model for Brazil during the floating period. Finally, the Granger causality between difference in monetary growth rates and changes in the exchange rate does not seem to be guided by inflation differential, suggesting some degree of inadequacy of the monetary model to explain the behavior of the exchange rate in Brazil under flexible rates.*

## INTRODUÇÃO

O objetivo precípua desta dissertação é examinar os modelos monetários de determinação da taxa de câmbio, no sentido de compreender a dinâmica que está no interior desses mercados, e a partir de então desenvolver uma análise empírica para o caso brasileiro no período pós-janeiro de 1999. A idéia principal é que distúrbios no mercado monetário têm efeitos sobre o balanço de pagamentos (num regime de câmbio fixo) e sobre a taxa de câmbio (num regime de câmbio flexível). É importante salientar que a abordagem dos aspectos teóricos do modelo monetário de determinação do balanço de pagamentos tem apenas caráter de resgate histórico das origens do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, sem visar fornecer, portanto, elementos teóricos a serem testados empiricamente, como no caso deste último.

O método utilizado para análise empírica do modelo envolverá, além de testes econométricos mais tradicionais, como o método de M.Q.O. (mínimos quadrados ordinários), a adoção de instrumentos estatísticos de vetores auto-regressivos (VAR) e de causalidade no sentido Granger. A razão para a utilização destes dois últimos reside no fato de que a regressão convencional e seus desdobramentos estatísticos apresentarem limitações, como problemas de regressão espúria, além de a metodologia VAR permitir uma análise de interação dinâmica entre as variáveis do modelo.

O trabalho encontra-se dividido em três capítulos. No primeiro faz-se uma revisão da literatura acerca da abordagem monetária para o balanço de pagamentos e para o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. No segundo capítulo, são desenvolvidos os aspectos metodológicos que discutem os testes de estacionaridade das séries temporais e a econometria de vetores auto-regressivos. E no terceiro capítulo, além de haver uma sistematização de alguns resultados econométricos do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, realizados por outros autores, analisa-se a adequação do modelo para o caso brasileiro no período pós-flexibilização cambial.

## **CAPÍTULO 1 O MODELO MONETÁRIO DO BALANÇO DE PAGAMENTOS E DA TAXA DE CÂMBIO**

O objetivo central deste capítulo é apresentar os modelos monetários de determinação do balanço de pagamentos e da taxa de câmbio no intuito de entender suas especificidades, e a partir de então desenvolver uma análise empírica para o caso brasileiro no período pós-janeiro de 1999. A idéia principal é que distúrbios no mercado monetário têm efeitos sobre o balanço de pagamentos e sobre a taxa de câmbio. É importante salientar que a abordagem dos aspectos teóricos do modelo monetário de determinação do balanço de pagamentos tem apenas caráter de resgate histórico das origens do modelo monetarista de determinação da taxa de câmbio, sem visar fornecer, portanto, elementos teóricos a serem testados empiricamente, como é feito com a seção 1.2.

Na seção 1.1 deste capítulo é feita uma revisão da literatura acerca da abordagem monetária para o balanço de pagamentos; e na seção 1.2, uma revisão da literatura relacionada ao modelo monetário de determinação da taxa de câmbio

### **1.1 Abordagem Monetária para o Balanço de Pagamentos: Aspectos Teóricos**

Segundo a abordagem monetária para o balanço de pagamentos (AMBP), no período de vigência do regime de câmbio fixo, quando prevalecia o sistema de Bretton Woods, uma política econômica que redundasse em desequilíbrio entre a oferta e a demanda por moeda provocaria um desequilíbrio nas contas externas (caso não haja nenhum choque monetário externo). Tal fato ocorre ao se assumir que os preços, a renda real e a taxa de juros não variam para equilibrar o mercado monetário, cabendo essa tarefa somente à oferta de moeda. Considerando que os agentes econômicos, providos de um maior poder de compra, só poderão demandar mais bens e serviços oriundos do país estrangeiro, o Banco Central terá de vender moeda estrangeira para manter a paridade cambial constante. Através dessa medida, o resultado será uma contração monetária, eliminando o excesso de demanda por bens e serviços estrangeiros, equilibrando novamente o balanço de pagamentos.

Como a própria denominação indica, esta abordagem mostra que desequilíbrios no mercado monetário causam variações no balanço de pagamentos. As origens teóricas do modelo advêm dos escritos sobre a moeda de David Hume, e uma elaboração mais moderna é oriunda de economistas ligados ao departamento de pesquisa do Fundo Monetário Internacional, originários da University of Chicago e da Londol School of Economics, durante os anos cinqüenta e sessenta. Outros trabalhos que discutem a abordagem monetária do balanço de pagamentos incluem Robert Mundell, Harry Johnson, e os de J. J. Polak, seguidos por uma geração mais nova, que desenvolveram trabalhos que vão além da mesma, como Rudiger Dornbusch, Jacob Frenkel e Michael Mussa, entre outros.

A AMBP assume primeiramente que as mudanças nos valores do crédito do Banco Central, dos preços, da renda real e da taxa de juros afetam o mercado monetário. Assim, as variações na demanda por moeda ( $\Delta M^D$ ) terão que ser acompanhadas pelas mudanças da oferta de moeda ( $\Delta M^S$ ):

$$\Delta M^D = \Delta M^S. \quad (1.1)$$

Os aumentos na renda que não sejam acompanhados de aumento da oferta de moeda e/ou de aumento da taxa de juros (o que torna os títulos mais atraentes do que bens e serviços, ou que eleva o custo do crédito, desestimulando a compra de bens e serviços) e/ou de aumento de preços (o que desestimulará o consumo de bens e serviços) levarão os agentes a demandar mais moeda. Já o aumento da taxa de juros, mantendo tudo mais constante, levará os agentes a demandar menos moeda. As mudanças na oferta de moeda, por seu turno, serão proporcionais a variações em  $H$ , expresso pelas mudanças nas reservas estrangeiras ( $\Delta IR$ ) mais as mudanças no crédito do Banco Central ( $\Delta CBC$ ), ou seja, as reservas internacionais fazem parte da oferta interna de moeda:

$$\Delta M^S = \mu \Delta H = \mu (\Delta IR + \Delta CBC) = \Delta IR + \Delta CBC, \quad (1.2)$$

onde  $\mu$  é o multiplicador monetário, que é considerado aqui constante e igual à unidade, para efeito de simplificação<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Ver Rivera-Batiz e Rivera-Batiz, 1985, p. 429-470.

Dessa forma, as mudanças no resultado do balanço de pagamentos ( $B_N$ ) serão iguais às mudanças nas reservas internacionais, dada a hipótese de regime de câmbio fixo, em que o Banco Central compra e vende moeda estrangeira para manter a paridade cambial constante. Assim, a equação (1.2) poderá ser reescrita como

$$\Delta M^S = B_N + \Delta CBC . \quad (1.2a)$$

Substituindo a equação (1.2a) na (1.1) e resolvendo para o balanço de pagamentos, tem-se

$$B_N = \Delta M^D - \Delta CBC . \quad (1.3)$$

A equação acima deixa claro que os desequilíbrios no mercado monetário redundarão em mudanças no resultado do balanço de pagamentos. Um aumento na demanda por moeda, mantendo a oferta de moeda constante, levará a um superávit no balanço de pagamentos. Por outro lado, um aumento no crédito do Banco Central, mantendo a demanda por moeda constante, provocará um déficit no balanço de pagamentos.

Uma expansão do crédito pelo Banco Central, mantendo tudo mais constante, e uma balança comercial equilibrada tornarão os agentes econômicos com um maior poder de compra, levando-os a demandar mais bens e/ou títulos. Como a abordagem assume a hipótese de uma economia operando no pleno emprego dos fatores produtivos, o aumento da demanda de bens só será dirigida para bens estrangeiros. Da mesma forma, os agentes domésticos poderão preferir (conjuntamente ou não com bens estrangeiros) demandar títulos domésticos e/ou estrangeiros. A compra destes últimos e/ou uma maior demanda por bens estrangeiros provocarão um déficit na conta de capital e/ou na balança comercial (na hipótese de equilíbrio inicial destas). Se o Banco Central tiver como uma de suas políticas manter a taxa de câmbio constante, venderá moeda estrangeira aos agentes para que efetivem a compra de bens e/ou títulos estrangeiros. Logo, o déficit do balanço de pagamentos terá sido igual à perda de reservas internacionais, o que é coerente com a equação (1.3).

Todavia, os efeitos de uma política monetária expansionista sobre o balanço de pagamentos são de curto prazo, visto que o equilíbrio será alcançado no longo prazo.

Isso ficará mais claro se introduzirmos a equação de demanda agregada ( $AD$ ):

$$AD = A + aY - bi + \rho \frac{W}{P}, \quad (1.4)$$

onde  $A$  se refere aos gastos autônomos,  $P$  é o nível doméstico de preços, e  $a$ ,  $b$  e  $\rho$  são todos parâmetros positivos que medem a sensibilidade da demanda agregada à renda real ( $Y$ ), à taxa de juros ( $i$ ), e à riqueza real ( $W/P$ ), respectivamente.

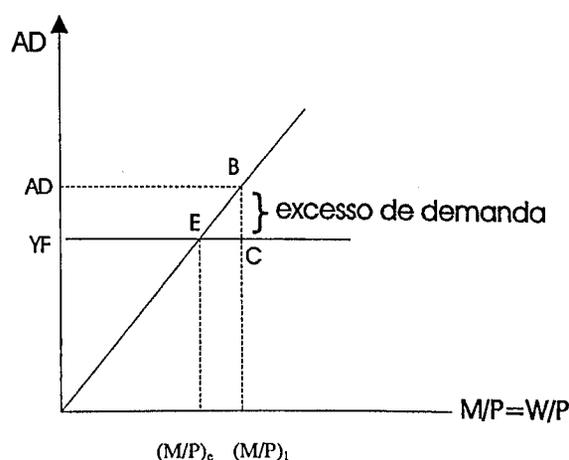
Para efeito de simplificação, os agentes econômicos, face a um excesso de moeda em relação a suas necessidades, não demandarão títulos (doméstico ou estrangeiro), e sim bens estrangeiros. Assim sendo, a taxa de juros não terá influência sobre a demanda agregada, visto que um aumento desta (da taxa de juros), por exemplo, não desviará a demanda por bens para títulos. Logo, o balanço de pagamentos será determinado somente pela balança comercial, haja vista que a conta de capital não sofrerá variação. Outra restrição freqüentemente adotada pela AMBP é a de que o nível de preços doméstico é determinado somente pelos preços dos bens comercializáveis (*tradeables*), ignorando os preços dos não comercializáveis (*nontradreables*). Isso significa afirmar que os preços serão determinados pelo mercado mundial, fazendo com que o país em questão seja um tomador de preços (*price taker*).

O equilíbrio no mercado de bens requer que a demanda agregada seja igual ao produto de pleno emprego ( $Y_F$ ). Para que isso seja possível, é necessário que a riqueza real, que é igual ao nível de estoque de moeda real de equilíbrio,  $(M/P)_e$ , esteja em um patamar igual às necessidades reais de moeda dos agentes econômicos:

$$\left(\frac{M}{P}\right)_e = \frac{1}{P} [(1-a)Y_F - A]. \quad (1.5)$$

Como já demonstrado anteriormente, um nível de estoque real de moeda acima (abaixo) do de equilíbrio redundará em um déficit (superávit) do balanço de pagamentos, conforme a FIG. 1. Com o decorrer do tempo, essa economia alcançará o equilíbrio automaticamente. A lógica subjacente a tal argumento tem por base o fato de que uma política de expansão do crédito pelo Banco Central, por exemplo, fará com que os agentes tenham uma quantidade de moeda acima de suas necessidades, mantendo tudo mais constante. Para se desfazer desse excesso, os agentes irão demandar mais bens estrangeiros, visto que as empresas domésticas não poderão produzir os bens

adicionais (o que deslocará a economia para o ponto *B* na FIG. 1). Em outras palavras, o nível de absorção interno será maior do que a renda gerada pela produção. Ao vender as divisas necessárias aos agentes para a compra desses bens estrangeiros, o Banco Central, ao mesmo tempo, estará retirando moeda da economia. Isso porque a compra das reservas internacionais pelos agentes econômicos foi feita com moeda doméstica, que será adquirida pela autoridade monetária, retirando-a de circulação e igualando-a às necessidades reais (demanda por moeda) dos agentes. Com a oferta real de moeda agora reduzida, os gastos com bens estrangeiros serão igualmente reduzidos no tempo, até que retornem ao nível compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos, eliminando totalmente o déficit na balança comercial (ponto *E* na FIG. 1). A velocidade de ajustamento dependerá do parâmetro que mede a sensibilidade da demanda agregada ao estoque real de moeda (ou seja, de riqueza real),  $\rho$ . Dado o desvio do estoque real de moeda de seu nível de equilíbrio, quanto maior for o valor desse parâmetro, mais rápido o balanço de pagamentos retornará ao seu ponto de equilíbrio.



**FIGURA 1** Equilíbrio Automático entre Demanda Agregada e Renda

Como já mencionado, variações exógenas na taxa de juros e na renda real também provocarão desequilíbrios no mercado monetário. Um aumento na produção real, por exemplo, expandirá a renda real dos agentes. Se o Banco Central não aumentar a quantidade de moeda, e se a taxa de juros não subir, ou ainda se os preços não caírem, haverá um excesso de demanda por moeda pelos agentes. Logo, a renda adicional não poderá ser gasta em bens domésticos e estrangeiros, o que fará com que o gasto interno seja menor do que a renda gerada pelo aumento da produção. Se essa produção adicional for demandada pelo mercado externo, haverá um superávit temporário na

balança comercial (e no balanço de pagamentos). Isso fará com que o Banco Central compre moeda estrangeira para manter a taxa de câmbio fixa e aumente, ao mesmo tempo, a oferta real de moeda ao nível compatível com a nova demanda por moeda. O aumento na oferta real de moeda provocará uma elevação na demanda por bens estrangeiros, visto que os bens domésticos foram totalmente dirigidos para o consumo interno e externo. Nesse sentido, com o decorrer do tempo, a balança comercial se equilibrará e a absorção interna se igualará à renda interna. A dinâmica de ajustamento da economia será a mesma no caso de uma redução na taxa de juros.

É importante ressaltar, todavia, que variações na demanda por moeda poderão ser acomodadas pela elevação da oferta de moeda por parte do Banco Central, mantendo em equilíbrio o balanço de pagamentos. Logo, com o intento de manter o mercado monetário em equilíbrio, o Banco Central poderá guiar-se pela seguinte equação:

$$\Delta CBC = \Delta P + a\Delta Y - b\Delta i - \Delta \mu . \quad (1.6)$$

A equação acima mostra que elevações de preço ( $\Delta P$ ) e de renda real ( $\Delta Y$ ) levarão o Banco Central a emitir crédito ( $\Delta CBC$ ), para manter o mercado monetário em equilíbrio e não haja um superávit no balanço de pagamentos; ao contrário, o Banco Central irá retirar crédito da economia quando houver elevações no multiplicador monetário ( $\Delta \mu$ ) e na taxa de juros ( $\Delta i$ ).

Fica patente que o mecanismo de ajustamento da economia não contou com a flexibilidade total de preços, visto que a perda ou acúmulo de reservas internacionais pelo Banco Central permite que o mercado monetário volte ao seu ponto de equilíbrio inicial. Entretanto, com o fim do sistema de Bretton Woods, vigente até 1971, as taxas de câmbio passaram a flutuar, levando a um processo de ajustamento automático da economia diferente da análise esboçada acima<sup>2</sup>.

Uma vez realizada esta breve análise da AMBP, a seqüência trata dos modelos monetários de determinação da taxa de câmbio, que é o foco teórico e empírico desta dissertação.

---

<sup>2</sup> Ver Rivera-Batiz & Rivera-Bariz, 1985, p. 429-470.

## 1.2 Modelos Monetários de Determinação da Taxa de Câmbio: Aspectos Teóricos

Como na análise anterior, o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio (MMDTC) está pautado sobretudo nos desequilíbrios do mercado monetário. Todavia, com o fim do regime de taxa de câmbio fixo, vigente no período do sistema de Bretton Woods, o processo de ajustamento automático da economia, diante de um desequilíbrio no mercado monetário, passa pela flexibilidade dos preços, da taxa de juros real, e da taxa de câmbio real, sendo que tais mudanças dependerão das abordagens de curto e de longo prazo, além daquela que combina os dois espaços de tempos.

### 1.2.1 A Abordagem Monetária *Flex-Price* para a Taxa de Câmbio

A abordagem *flex-price* prevê que uma restauração do equilíbrio no mercado monetário (após um política monetária expansionista, por exemplo) só será alcançada através da variação dos preços, o que refletirá na taxa de câmbio, que é considerada aqui flexível<sup>3</sup>. Tal fato ocorre porque esta abordagem adota como pressuposto a “teoria da paridade do poder de compra” (PPC), que estabelece que a taxa de câmbio à vista ( $S$ ) entre dois países é igual à razão entre os níveis de preços desses países ( $P/P^*$ )<sup>4</sup>:

$$S = \frac{P}{P^*}, \quad (1.7)$$

onde  $P$  é o nível de preço doméstico, e  $P^*$  é o nível de preço estrangeiro. Extraindo os logaritmos naturais da equação (1.7), tem-se

$$s = p - p^*, \quad (1.7a)$$

onde  $s$ ,  $p$  e  $p^*$  são as respectivas variáveis. A equação (1.7a) mostra que, se o nível de preço doméstico estiver acima do do estrangeiro, e se não houver restrições ao comércio e custos de transação entre dois países, haverá uma redução de demanda (interna e/ou externa) pelos bens e serviços domésticos. O desvio da demanda para os bens e serviços estrangeiros provocará uma depreciação da taxa de câmbio num montante que seja suficiente para igualar os preços (medidos na mesma moeda) entre os dois países. Nesses novos níveis de preços, os mercados interno e/ou externo ficarão indiferentes

<sup>3</sup> Considera-se aqui que a taxa de câmbio é o preço de uma unidade de moeda estrangeira (UME) em termos de moeda do país doméstico (UMD):

$$S = UMD/UME = R\$/US\$.$$

<sup>4</sup> Essa é a “versão absoluta” da PPC.

entre demandar bens e serviços dos dois países, visto que têm o mesmo valor, quando expressos na mesma moeda.

O exemplo acima parte de uma situação hipotética na qual o nível de preços doméstico está acima daquele do nível do país estrangeiro, sem explicitar a causa para tal. Como já ressaltado, os desequilíbrios no mercado monetário provocarão as variações nos preços. Nesse sentido, uma situação de longo prazo requer que a oferta real de moeda seja igual à sua demanda real<sup>5</sup>:

$$-\alpha_2 i + \alpha_1 y = m - p, \quad (1.8)$$

onde  $m$  é o logaritmo natural da oferta nominal de moeda,  $y$  é o logaritmo natural da renda real, e  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são os parâmetros que medem as elasticidades da demanda real por moeda com relação à renda real e à taxa de juros, respectivamente. Para se saber como se comportam os preços em relação à quantidade de moeda, à renda real e à taxa de juros, é preciso que a equação (1.8) seja resolvida para preço:

$$p = m - \alpha_1 y - \alpha_2 i. \quad (1.8a)$$

Fica claro da equação acima que aumentos na quantidade de moeda e na renda real, assim como reduções na taxa de juros, redundam em aumentos de preços, e vice-versa<sup>6</sup>.

Como a situação do mercado monetário doméstico deve ser comparada com a do estrangeiro, é preciso que se considere este último:

$$p^* = m^* - \alpha_1 y^* + \alpha_2 i^*, \quad (1.9)$$

onde o sobrescrito indica que as variáveis em questão referem-se ao mercado externo. Percebe-se que a abordagem assume que os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são iguais para os dois países. Ademais, considera-se aqui que as reservas estrangeiras não variam, dada a hipótese inicial de que os países adotam o regime de câmbio flexível, sem intervenção dos Banco Centrais.

<sup>5</sup> A equação (1.8) foi obtida pelo logaritmo natural da equação do equilíbrio do mercado monetário:

$$M/P = Y^{\alpha_1} \exp(-\alpha_2 i).$$

<sup>6</sup> As dinâmicas dessas relações serão pormenorizadas mais adiante.

Substituindo as equações (1.8a) e (1.9) em (1.7a), encontra-se a equação da chamada abordagem monetária para a taxa de câmbio *flex-price*:

$$s = m - m^* - \alpha_1(y - y^*) + \alpha_2(i - i^*). \quad (1.10)$$

A equação acima mostra que a taxa de câmbio nominal só variará se as elevações percentuais domésticas na oferta de moeda, na renda real e na taxa de juros não forem acompanhadas por variações de mesma magnitude nas mesmas variáveis estrangeiras. Uma elevação de  $x$  por cento na oferta de moeda, por exemplo, pelo Banco Central, elevará o poder de compra dos agentes em  $x$  por cento acima de suas necessidades reais. Diante desse maior poder de compra, os agentes demandarão mais bens e serviços domésticos, visto que aqui não preferirão uma quantia adicional de títulos, o que poderia reduzir a taxa de juros e, assim, aumentar a demanda por moeda<sup>7</sup>. Tal situação elevará os preços internos (dada a hipótese de uma economia operando no pleno emprego dos fatores produtivos) num percentual que seja suficiente para que se cesse essa demanda adicional, equilibrando novamente o mercado monetário. Com um nível de preços doméstico num nível acima do do país estrangeiro, haverá um desvio da demanda para os bens e serviços estrangeiros, elevando a demanda por moeda estrangeira. Essa demanda adicional pela moeda estrangeira depreciará a taxa de câmbio (em  $x$  por cento) até que os preços (medidos na mesma moeda) entre os dois países se igualem, tornando a preferência dos agentes domésticos e/ou estrangeiros indiferentes entre os bens e serviços dos dois países.

A relação negativa entre a renda real e a taxa de câmbio passa primeiramente pela demanda real por moeda. Uma elevação da produção real (advinda de ganhos de produtividade, por exemplo) aumentará em mesma magnitude a renda real dos agentes, que demandarão, então, mais moeda em detrimento de bens e serviços. Se o Banco Central não emitir mais moeda e a taxa de juros não aumentar (haja vista que uma maior preferência por moeda em detrimento de títulos eleva os rendimentos destes últimos, reduzindo a demanda por moeda), haverá bens e serviços que não estão sendo consumidos. Isso fará com que seus preços diminuam até que o estoque de moeda seja suficiente para adquirir a produção adicional de bens e serviços. Com um nível de preços interno mais atrativo do que o do estrangeiro, a demanda externa por bens e

---

<sup>7</sup> A demanda poderia dirigir-se para os bens e serviços estrangeiros, o que também elevaria o nível de preços doméstico, dada a depreciação cambial resultante disso. Porém, a magnitude dessa elevação de preços poderia não ser a mesma no caso de a demanda se dirigir totalmente para bens domésticos.

serviços se desviará para o mercado doméstico, aumentando a oferta de moeda estrangeira e depreciando a taxa de câmbio num montante suficiente para que se igualem os preços dos dois países.

A relação positiva entre a taxa de juros doméstica e a taxa de câmbio também passa pela demanda real por moeda. Uma elevação da taxa de juros reduzirá as necessidades reais de moeda, dado o aumento do custo de se reter moeda. Se o Banco Central não reduzir a quantidade de moeda, os agentes irão demandar mais bens e serviços, o que elevará seus preços num montante suficiente para que se elimine o excesso de oferta de moeda sobre as necessidades reais dos agentes. Logo, um nível de preço doméstico acima do do estrangeiro desviará a demanda para os bens e serviços estrangeiros, o que depreciará a taxa de câmbio num montante que garanta a igualdade de preços entre os dois países.

É importante assinalar que a elevação da taxa de juros presente poderá ser advinda da expectativa de inflação no futuro ( $\Delta p_{t+1}^e$ ). Nesse caso, a abordagem monetária poderia adotar a “equação de Fisher” para os dois países:

$$i_t = r_t + \Delta p_{t+1}^e \quad (1.11)$$

$$i_t^* = r_t^* + \Delta p_{t+1}^{e*}, \quad (1.12)$$

onde  $r_t$  e  $r_t^*$  são as taxas de juros reais de juros doméstica e estrangeira, respectivamente. A explicação para tal é que os agentes estão interessados em ter um ganho fixo sobre os títulos (a taxa de juros real), o que fará com que a taxa de juros nominal presente seja elevada se houver uma expectativa de inflação no futuro. Assumindo que as taxas de juros reais se igualam entre os países, dada a hipótese de perfeita mobilidade de capitais (esse ponto será detalhado na próxima subseção), a equação (1.10) poderá ser reescrita da seguinte maneira:

$$s_t = m_t - m_t^* - \alpha_1 (y - y^*)_t + \alpha_2 (\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}), \quad (1.10a)$$

que servirá de referência teórica para os testes empíricos do MMDTC *flex-price*. Uma expectativa de inflação doméstica superior à da estrangeira terá os mesmos efeitos sobre a taxa de câmbio que uma elevação da taxa de juros doméstica em relação à estrangeira<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Ver Hallwood & MacDonald, 2000, p. 176-182.

## 1.2.2 A Abordagem Monetária *Sticky-Price* para a Taxa de Câmbio

Fica patente da abordagem anterior que o equilíbrio no mercado monetário, após um desequilíbrio, só será restaurado através da variação de preços, haja vista que as outras variáveis se mantêm constantes. Todavia, em Dornbusch (1976), os preços podem apresentar uma rigidez no curto prazo (o que justifica a alcunha “teoria Keynesiana” para a taxa de câmbio), violando a PPC no curto prazo<sup>9</sup>. A diferença fundamental entre esta abordagem e a anterior é a que o mercado de bens e serviços não se ajusta na mesma velocidade que o mercado de ativos.

Primeiramente, o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio *sticky-price* considera que a perfeita mobilidade de capitais assegura o equilíbrio no mercado de títulos doméstico e estrangeiro, expressa pela validade da chamada “paridade da taxa de juros descoberta” (PTJD). Logo, se houver uma expectativa de depreciação cambial no futuro, a taxa de juros sobre os ativos domésticos terá que ultrapassar a do estrangeiro no montante da depreciação cambial esperada ( $\Delta s_{t+1}^e$ ). Dentro desse contexto, a taxa de juros doméstica será igual à estrangeira mais a depreciação cambial esperada:

$$i_t = i_t^* + \Delta s_{t+1}^e. \quad (1.13)$$

Segundo o MMDTC *sticky-price*, os agentes econômicos, em função de uma política monetária expansionista, terão uma expectativa de depreciação cambial que se efetiva no futuro, dado o impacto da moeda sobre os preços e a taxa de câmbio, conforme a PPC. Nesse sentido, a depreciação esperada da taxa de câmbio será dada pela diferença entre a taxa de câmbio de longo prazo ( $\bar{s}$ ) e a taxa de câmbio à vista:

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta(\bar{s} - s), \quad (1.14)$$

onde  $\theta$  é um coeficiente (positivo) de ajuste. Substituindo as equações (1.13) e (1.14) na equação (1.8a), tem-se o equilíbrio no mercado monetário, resolvida para preço, fazendo valer a PTJD continuamente:

$$p = m - \alpha_1 y + \alpha_2 i^* + \alpha_2 \theta (\bar{s} - s). \quad (1.15)$$

<sup>9</sup> É importante ressaltar que, ao contrário de Dornbusch, 1976, Balassa, 1964, defende que a taxa de câmbio real de longo prazo não é constante.

Obviamente, se não houver expectativa de depreciação cambial por parte dos agentes econômicos, a taxa de câmbio de longo prazo será igual à taxa de câmbio à vista, o que leva à seguinte expressão:

$$\bar{p} = m + \alpha_2 i^* + \alpha_2 y, \quad (1.16)$$

onde  $\bar{p}$  é o preço de longo prazo. A variação de preço ( $\dot{p}$ ) também pode ser expressa como função do excesso de demanda agregada sobre a produção potencial real de bens e serviços:

$$\dot{p} = \pi(d - y), \quad (1.17)$$

onde  $d$  é o logaritmo natural da demanda agregada e  $\pi$  é o parâmetro que mede a velocidade de ajuste de preços, dada uma variação da demanda. A função de demanda agregada será a seguinte:

$$d = \beta_0 + \beta_1(s - p) + ay - bi, \quad (1.18)$$

onde  $\beta_0$  é um parâmetro que mede os gastos autônomos, e  $\beta_1$  é um parâmetro positivo que mede a sensibilidade da demanda agregada à taxa de câmbio real,  $(s - p)$  —deixando claro que quanto maior seu valor maior será a demanda agregada, na medida em que torna os preços dos bens produzidos domesticamente mais atrativos<sup>10</sup>. A renda real ( $y$ ) será determinante da demanda agregada, visto que afeta os gastos com consumo. E por fim a taxa de juros ( $i$ ) afetará negativamente os gastos, como investimentos, e, por conseguinte a demanda agregada. Substituindo a equação (1.18) em (1.17), teremos

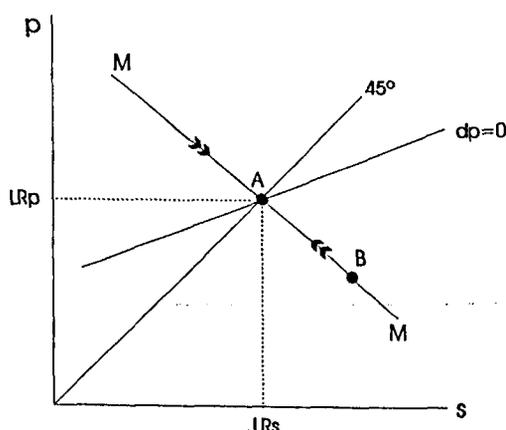
$$\dot{p} = \pi[\beta_0 + \beta_1(s - p) + (a - 1)y - bi]. \quad (1.19)$$

Percebe-se de (1.19) que, na ausência de alterações de preços ( $\dot{p} = 0$ ), o mercado de bens estará em equilíbrio, visto que não há pressão de demanda.

Como na abordagem *flex-price*, o modelo *sticky-price* defende a validade da PPC no longo prazo. Entretanto, a rigidez de preços no curto prazo dá um outro contorno

<sup>10</sup> A taxa de câmbio real é derivada da equação  $s = p/p^*$ , que, se mantida a PPC, poderá ser reescrita da seguinte forma:  $l = sp^*/p$ . A taxa de câmbio real,  $q$ , igual à unidade se justifica dada a hipótese de preços entre os países se igualarem no longo prazo. Se se considerar que  $p^*$  seja igual à unidade e extrairmos os logaritmos naturais, teremos  $q = s - p$ .

para a dinâmica de ajustamento das variáveis no tempo, conforme a análise da FIG. 2 (onde  $LRp$  é o preço de longo prazo e  $LRs$ , a taxa de câmbio de longo prazo).



**FIGURA 2** A convergência de Preço e de Taxa de Câmbio para seus Níveis de Longo Prazo

O gráfico acima mostra que as combinações entre preço e taxa de câmbio à vista, onde os pontos sobre a linha de  $45^\circ$  garantem que a magnitude das variações de preços são exatamente iguais à da taxa de câmbio e na mesma direção, confirmando a PPC no longo prazo. Os pontos sobre a curva  $MM$  mostram o equilíbrio no mercado de ativos, no qual a oferta e a demanda por moeda são iguais, além de os rendimentos dos títulos domésticos e estrangeiros estarem em equilíbrio (fazendo valer a PTJD). A inclinação negativa da curva  $MM$  é justificada pelo fato de que, se o preços estiverem abaixo de seu nível de longo prazo, estará havendo um excesso de oferta de moeda sobre a demanda, o que requer uma redução da taxa de juros para que se equilibre o mercado monetário<sup>11</sup>.

Percebe-se que, ao contrário da abordagem *flex-price*, o preço não varia para equilibrar o mercado monetário, cabendo somente à taxa de juros esse papel, visto que também a renda real não varia, dada a hipótese de pleno emprego dos fatores produtivos. Mas uma taxa de juros abaixo daquela que vigora no mercado internacional só será aceita pelos agentes se houver uma expectativa de apreciação cambial. Esta última só será possível se a taxa de câmbio estiver acima do nível de longo prazo, o que levará os agentes a esperar uma apreciação no futuro, igualando a rentabilidade dos

<sup>11</sup> A curva  $MM$  é derivada da substituição de (1.13) e (1.14) –para que a PTJD se mantenha continuamente– na equação do equilíbrio do mercado monetário (1.8), e resolvida para preço; ou seja, trata-se da equação (1.15).

títulos domésticos à dos estrangeiros. Portanto, fica claro que um nível de preço acima de seu nível de longo prazo requer uma taxa de câmbio abaixo de seu nível de longo prazo, corroborando, assim, a inclinação negativa da curva  $MM$ .

Os pontos sobre a curva  $\dot{p} = 0$  serão aqueles em que o mercado de bens e serviços e de moeda estejam em equilíbrio, não provocando elevação de preços<sup>12</sup>. Sua inclinação menor do que a de 45° deve-se ao fato de que, se o preço aumentar para um patamar acima de seu nível de longo prazo, a taxa de câmbio real será reduzida, afetando negativamente a demanda por produtos domésticos. Logo, para que se restaure a competitividade dos bens domésticos, a taxa de câmbio terá que se depreciar no mesmo montante da elevação do preço, fazendo valer a PPC. Entretanto, como a elevação de preço reduz a oferta real de moeda, a taxa de juros terá que aumentar para restabelecer o equilíbrio no mercado monetário. Como a elevação na taxa de juros reduzirá também a demanda por produtos domésticos, a taxa de câmbio terá que se depreciar ainda mais para atrair a demanda externa, confirmando a inclinação da curva  $\dot{p} = 0$ .

Se o Banco Central elevar a quantidade de moeda em  $x$  por cento, a curva  $MM$  se deslocará para um ponto no qual a taxa de câmbio e o preço se elevam também em  $x$  por cento, o que é condizente com a abordagem *flex-price*. Todavia, com a hipótese de rigidez de preço no curto prazo, a dinâmica de ajuste é diferente. O aumento na oferta de moeda levará a uma redução na taxa de juros para se equilibrar o mercado monetário, ocorrendo uma expectativa de depreciação cambial por parte dos agentes. Esses dois fatores conjugados reduzirão a rentabilidade dos títulos domésticos, o que desviará a demanda para os títulos estrangeiros, provocando uma depreciação cambial, mudando a economia do ponto  $A$  para o  $B$ , na FIG. 3, até que a rentabilidade entre os títulos domésticos e estrangeiros se iguale. Como isso será possível se a taxa de juros doméstica não aumentar para cobrir a depreciação cambial? A resposta para tal pergunta reside no fato de que a taxa de câmbio “ultrapassará” seu nível de longo prazo, o que levará os agentes, que conhecem o nível da taxa de câmbio de longo prazo a esperar

<sup>12</sup> A equação que representa a curva  $\dot{p} = 0$  é derivada de (1.19), fazendo  $\dot{p} = 0$ , e substituindo  $i$  por (1.8), e, assim, resolvendo para preço:

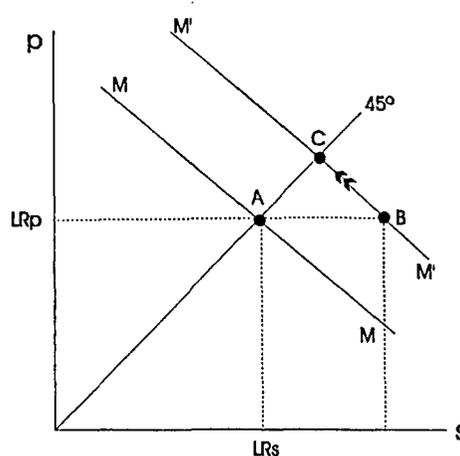
$$p = [\beta_1 \alpha_2 / (\beta_1 \alpha_2 + b)]s + [b / (\beta_1 \alpha_2 + b)]m + [\alpha_2 / (\beta_1 \alpha_2 + b)] [ \beta_0 + (1 - a)y - \alpha_1 b y / \alpha_2 ].$$

uma apreciação no futuro, igualando a rentabilidade dos títulos domésticos à dos estrangeiros.

Resolvendo a equação (1.15) para taxa de câmbio à vista, diferenciando-a totalmente, dividindo todos os termos por  $dm$ , e considerando que a renda real e a taxa de juros estrangeira não variam, além da rigidez de curto prazo assegurar que o preço não varia, tem-se

$$\frac{ds}{dm} = 1 + \frac{1}{\alpha_2 \theta}. \quad (1.20)$$

Analisando a equação (1.20), fica claro que o impacto de uma política monetária expansionista sobre a taxa de câmbio no curto prazo ultrapassará a taxa de câmbio de longo prazo pelo montante do segundo termo à direita da equação. Conforme a equação, quanto maior for a sensibilidade da demanda por moeda à taxa de juros, menor será a ultrapassagem. Isso porque uma alta elasticidade-juro da demanda por moeda requer uma pequena redução da taxa de juros para que se restaure o equilíbrio no mercado monetário. Logo, seria necessária somente uma pequena expectativa de apreciação da taxa de câmbio, o que, por seu turno, dado  $\theta$ , está condicionado apenas a uma pequena depreciação da taxa de câmbio à vista. Com relação ao coeficiente  $\theta$ , um grande valor deste significa que uma pequena apreciação é esperada. Um valor de  $\theta$  que seja infinitamente grande tende a tornar nulo o segundo termo à direita da equação (1.20).



**FIGURA 3** Ultrapassagem (*Overshooting*) da Taxa de Câmbio

Considere-se agora como se dará a mudança do ponto  $B$  para o  $C$ , na FIG. 3. Percebe-se, primeiramente, que no ponto  $B$  os níveis de preço e de taxa de câmbio estão abaixo e acima, respectivamente, de seu níveis de longo prazo (os níveis do ponto  $C$ ).

Considerando uma situação de longo prazo, na qual não há variação de preço ( $\dot{p}=0$ ), nem desigualdade entre a taxa de juros doméstica e a estrangeira ( $i=i^*$ ), a equação (1.19), expressa para a taxa de câmbio de longo prazo será:

$$\bar{s} = \bar{p} + (1/\beta_1)[bi^* + (1-a)y - \beta_0]. \quad (1.21)$$

Usando a definição de taxa de câmbio de longo prazo em (1.21) e o fato de que o diferencial de taxa de juros é igual à depreciação esperada [ $i - i^* = \theta(\bar{s} - s)$ ], a equação (1.19) poderá ser reescrita da seguinte forma:

$$\dot{p} = -\pi [(\beta_1 + b\theta)/\theta\alpha_2 + \beta_1](p - \bar{p}) = v(p - \bar{p}) \quad (1.22)$$

$$v = -\pi [(\beta_1 + b\theta)/\theta\alpha_2 + \beta_1], \quad (1.23)$$

onde  $v$  é a taxa à qual os preços vão convergir para o seu nível de longo prazo. A solução da equação (1.22) mostra a trajetória temporal do preço<sup>13</sup>:

$$p(t) = \bar{p} + (p_0 - \bar{p})\exp(-vt), \quad (1.24)$$

que mostra que o preço convergirá para seu nível de longo prazo à taxa definida pela equação (1.23).

Para se achar a trajetória temporal da taxa de câmbio, é preciso, primeiramente, substituir a equação (1.16) em (1.15), o que dará

$$s = \bar{s} - (1/\alpha_2\theta)(p - \bar{p}). \quad (1.25)$$

A substituição de (1.24) em (1.25) resulta na seguinte expressão:

$$e(t) = \bar{s} + (s_0 - \bar{s})\exp(-vt), \quad (1.26)$$

que mostra que a taxa de câmbio convergirá para seu nível de longo prazo à taxa determinada por (1.23).

<sup>13</sup> Ver apêndice 1.

Formalizadas as trajetórias temporais do preço e da taxa de câmbio, é importante abordar como se dará a dinâmica de ajustamento dessas variáveis. O preço abaixo e a taxa de câmbio acima de seus níveis de longo prazo elevam a taxa de câmbio real, o que provocará um excesso de demanda sobre a produção. Ademais, a redução na taxa de juros nominal sem redução do preço reduzirá a taxa de juros real, o que também contribuirá para o excesso de demanda. Esses dois fatores levarão ao aumento de preço, reduzindo a oferta real de moeda e aumentando a taxa de juros. Com a elevação na taxa de juros, a rentabilidade dos títulos domésticos aumentarão, o que provocará um influxo de capitais. Isso levará a uma apreciação da taxa de câmbio até que haja a equalização entre os rendimentos dos títulos domésticos e estrangeiros<sup>14</sup>.

Um ponto a ser ainda abordado é a possibilidade de uma expansão monetária afetar positivamente o nível de produção e não negativamente a taxa de juros nominal. A majoração na produção elevará a taxa de juros nominal, de maneira a equilibrar o mercado monetário. Isso aumentará a rentabilidade dos títulos domésticos, o que desviará a demanda de títulos estrangeiros para a de títulos domésticos, provocando uma apreciação cambial, até que a rentabilidade entre os títulos domésticos e estrangeiros se iguale. Como já sabido, uma expansão monetária levará os agentes a esperar uma depreciação cambial no futuro. Entretanto, a taxa de câmbio mudará para um patamar abaixo daquele de seu nível de longo prazo, o que levará os agentes, que conhecem essa taxa, a esperar uma depreciação (da taxa de câmbio) no futuro. Isso é algo que permite que a taxa de juros nominal doméstica esteja, no curto prazo, acima da dos títulos estrangeiros, já que a rentabilidade entre eles permanece igual, dada a expectativa de apreciação da taxa de câmbio. Tal possibilidade é o que Dornbusch (1976) denominou de “*undershooting*” da taxa de câmbio no curto prazo.

Em suma, uma expansão monetária não exerce influência sobre o preço no curto prazo, deixando o mercado de bens e serviços em desequilíbrio temporariamente. Tal fato ocorre ao mesmo tempo em que o mercado de ativos se equilibra mais rapidamente, através da taxa de juros, que se reduz no curto prazo. Somente no longo prazo é que o mercado de bens e serviços alcançará o equilíbrio, através do aumento de preço.

---

<sup>14</sup> Ver Dornbusch, 1976, p. 1161-1176.

### 1.2.3 O Modelo Monetário Híbrido de Determinação da Taxa de Câmbio

A abordagem *sticky-price* deixa patente que uma política monetária expansionista permite uma redução na taxa de juros real no curto prazo, dada a redução na taxa de juros nominal, sem que ocorra variação no nível de preço. A saída de capitais, resultante da redução da rentabilidade dos títulos domésticos provocaria, então, a depreciação cambial. Frankel, todavia, combina as duas abordagens mostrando que “*the innovation is that it combines the keynesian assumption of sticky prices with the Chicago assumption that there are secular rates of inflation*” (1979, p. 78). A inovação assinalada é que o diferencial de taxa de juros real também será um dos determinantes da taxa de câmbio. Não obstante haja uma similaridade com a abordagem *sticky-price*, a do modelo híbrido inclui a expectativa de taxa de inflação, o que tornará a redução da taxa real de juros ainda maior, no caso de uma expansão monetária.

A assertiva acima é calcada na formação de expectativa com relação ao curso futuro da taxa de câmbio, que agregará o diferencial de inflação esperada à discrepância entre a taxa de câmbio de longo prazo e a taxa à vista da abordagem *sticky-price* na equação (1.14):

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta(\bar{s} - s) + (\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}). \quad (1.27)$$

A equação acima simplesmente mostra que, se a taxa de câmbio de longo prazo estiver no mesmo nível que taxa de câmbio à vista, ainda haverá uma expectativa de depreciação cambial dada pelo diferencial de inflação esperada de longo prazo. Vale a pena transcrever a colocação de Frankel acerca dessa afirmativa: “... *the justification for equation (2)* [que é equivalente à (1.27) de nosso trabalho] *will be simply that it is a reasonable form for expectations to take in an inflationary world.*” (1979, p. 77).

Considerando que a PTJD deve manter-se continuamente, a expressão que descreve a taxa de câmbio de curto prazo deverá substituir a equação (1.27) na (1.13), que, expressa para taxa de câmbio à vista, dará

$$s_t = \bar{s} - \frac{1}{\theta} [(i - \Delta p_{t+1}^e) - (i^* - \Delta p_{t+1}^{e*})]. \quad (1.28)$$

Se se considerar a abordagem *sticky-price*, uma expansão monetária reduziria a taxa de juros real somente pela redução da taxa nominal, mantendo o preço constante. Da equação (1.28), ao contrário, percebe-se que, além de haver a redução da taxa nominal de juros, os agentes revisarão sua expectativa de inflação para cima, o que reduzirá ainda mais a taxa real de juros<sup>15</sup>. Nesse sentido, a ultrapassagem da taxa de câmbio à vista será maior no modelo híbrido, já que terá de haver uma maior expectativa de apreciação cambial em relação à do modelo *sticky-price*, exigindo assim uma maior depreciação cambial.

Relembrando que a PPC é a determinante da taxa de câmbio de longo prazo (como na equação 1.7a), que, por seu turno, é proporcional aos diferenciais das variáveis estoque de moeda, renda real e taxa de inflação esperada (considerando a paridade de Fisher) nos seus níveis de longo prazo (LP), tem-se

$$\bar{s} = m_{LP} - m_{LP}^* - \alpha_1(y_{LP} - y_{LP}^*) + \alpha_2(\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}). \quad (1.29)$$

Como a própria denominação indica, o modelo híbrido mescla as abordagens de curto e longo prazos. Logo, a equação (1.29) deverá ser substituída na equação (1.28), assumindo que, no longo prazo, os níveis de moeda e renda real dos dois países são iguais aos correntes (o mesmo que substituir a equação 1.10a em 1.28), resultando na equação da determinação de taxa de câmbio do modelo híbrido<sup>16</sup>:

$$s_t = m_t - m_t^* - \alpha_1(y - y^*)_t + \alpha_2(\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}) + \frac{1}{\theta} [(i_t - \Delta p_{t+1}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*})], \quad (1.30)$$

e sua forma reduzida será

$$s_t = \beta_0(m - m^*)_t - \beta_1(y - y^*)_t + \beta_2(\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}) + \beta_3[(i_t - \Delta p_{t+1}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*})] + e_t, \quad (1.31)$$

onde  $e_t$  é o termo de erro aleatório. Vale assinalar que, no capítulo 3, será feita a análise de regressão da equação (1.31) para o Brasil, no intuito de testar a validade do MMDTC.

<sup>15</sup> As taxa de juros reais doméstica ( $r_t$ ) e estrangeira ( $r_t^*$ ), definidas a partir de (1.28), são expressas, então, como

$$r_t = i_t - \Delta p_{t+1}^e$$

$$r_t^* = i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*}$$

<sup>16</sup> Ver Frankel, 1979, p. 77-93.

Logo, é esperado que os valores e sinais dos coeficientes a serem estimados, usando a especificação da equação (1.31), podem ser assim sistematizados na tabela abaixo<sup>17</sup>:

**TABELA 1**

Valores e Sinais dos Coeficientes dos Modelos *Flex-Price*, *Sticky-Price* e Híbrido

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
<i>Flex-price</i>	1	-	+	0
<i>Sticky-price</i>	1	-	0	-
Híbrido	1	-	+	-

Da equação (1.31), fica claro que tanto a abordagem *flex-price* quanto a *sticky-price* determinam a taxa de câmbio, com a ressalva de que o diferencial de taxa de juros real deverá considerar o diferencial de inflação esperado, dado que os agentes revisam suas expectativas para cima quando há uma política monetária expansionista.

<sup>17</sup> Ver Hallwood & MacDonald, 2000, p. 200.

## **CAPÍTULO 2 ESTACIONARIDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS E ANÁLISE DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS: TEORIA E ASPECTOS METODOLÓGICOS**

Os instrumentos econométricos utilizados para testar o MMDTC serão aqueles mais tradicionais, como o método de M.Q.O. (mínimos quadrados ordinários), os de vetores auto-regressivos (*VAR*), além do teste de causalidade no sentido Granger. A razão para a utilização destes dois últimos instrumentos reside no fato de que a regressão convencional e seus desdobramentos estatísticos apresentarem limitações —como será abordado neste capítulo—, além de a metodologia *VAR* permitir uma análise de interação dinâmica entre as variáveis do modelo.

Nesse sentido, este capítulo fará uma abordagem metodológica no intuito de discutir a importância dos testes de estacionaridade das séries temporais e da metodologia *VAR* e seus instrumentos. Na seção 2.1 aborda-se o teste para detectar raiz unitária de uma série; na seção 2.2 descreve-se a metodologia *VAR*, que trata as variáveis de um modelo simetricamente, ou seja, todas variáveis são consideradas endógenas ao modelo. Como os coeficientes estimados são de difícil interpretação, o *VAR* é desdobrado em outras estatísticas. Assim, na seção 2.2 abordam-se as seguintes questões: a transformação de um sistema multivariado em um modelo *VAR*; a estimativa dos coeficientes e da matriz de variância-covariância do *VAR*; o teste de causalidade de Granger, que examina se os valores defasados de uma variável ajudam a prever valores futuros da mesma variável e/ou de outra; a análise de funções de impulso-resposta, que avalia o impacto de um choque de uma variável sobre seus valores presentes e futuros e sobre valores presentes e futuros de outra variável; o teste de decomposição de variância do erro de previsão, que mostra a participação relativa do somatório dos erros de previsão de uma variável sobre a variação total dos erros de previsão de uma variável endógena.

### **2.1 A Importância do Teste de Estacionaridade de uma Série Temporal**

O objetivo do teste de estacionaridade é verificar se uma determinada série temporal é gerada por um “processo estocástico estacionário”. Isso porque algumas séries podem apresentar uma tendência, ascendente ou descendente, no tempo. Isso seria

o mesmo que afirmar que uma série tem dinâmica própria, sendo determinada por seus próprios valores defasados e/ou por seus erros aleatórios, também defasados. Dessa forma, uma regressão de uma variável sobre a outra não faz sentido, visto que as duas variáveis podem estar apresentando uma tendência temporal, não obstante a estimativa apresente um alto poder explicativo da variável do lado direito da equação numa análise de regressão convencional.

### 2.1.1 Implicações de Não-Estacionaridade de uma Série Temporal

Esta subseção descreve como se comportam no tempo séries não-estacionárias e estacionárias. Considere-se a “equação em diferença estocástica” abaixo:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 z_t + e_t, \quad (2.1)$$

onde  $e_t$  é o termo de erro aleatório do tipo “ruído branco”, com média zero e variância constante e serialmente não-correlacionado. Uma das hipóteses do modelo de regressão clássico é a que uma série, como o seu erro, não seja correlacionada com seus valores passados. Se essa hipótese for violada, tem-se

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.2)$$

onde  $\varepsilon_t$  é o termo de erro que tem as mesmas propriedades de  $e_t$ . Fica claro da última equação que a série  $\{y_t\}$  mantém uma relação com seu valor defasado. Se comprovarmos –através de testes de estacionariade– que o coeficiente  $b_1$  seja igual à unidade, em valor absoluto, o termo de erro  $\varepsilon_t$  terá efeitos permanentes sobre  $\{y_t\}$ . Isso fica mais claro quando se considera os modelos denominados “auto-regressivos”,  $AR^s(p)$ , de primeira ordem, como em (2.2). Primeiramente, deve-se estar interessado em saber qual a trajetória temporal de  $y_t$  que seja compatível com (2.2). Para resolver tal questão, é preciso que se tenha uma “solução geral”<sup>18</sup>:

$$y_t = b_0 \sum_{s=0}^{t-1} b_1^s + b_1^t y_0 + \sum_{s=0}^{t-1} b_1^s \varepsilon_{t-s}, \quad (2.3)$$

onde os termos do lado direito denotam, respectivamente, a solução “particular determinística”, que representa a média incondicional de  $y_t$ , ou seja, o equilíbrio de longo prazo de  $y_t$ ; a solução “homogênea”, que denota o desvio de curto de prazo de  $y_t$

<sup>18</sup> Ver apêndice 2.

em relação à sua média incondicional; a solução “particular estocástica”, que exprime o somatório dos erros; e  $b_1$ , a “raiz característica” da “solução homogênea”.

Se  $b_0$  e  $y_0$  forem iguais a zero e  $b_1$  for igual a um, a série  $\{y_t\}$  será igual ao somatório dos termos de erro defasados,  $\sum b_1^s \varepsilon_{t-s}$ , de maneira que, no longo prazo, ela teria um comportamento puramente aleatório. Ou seja, essa série seria um “passeio aleatório”, que é um exemplo de série não-estacionária.

Logo, não faz sentido regredir  $y_t$  sobre  $z_t$ , uma vez que as séries são independentes uma da outra, caracterizando assim uma relação “espúria” entre elas. Embora os resultados possam apresentar um alto coeficiente de determinação ( $R^2$ ) —ou seja, que as variações de  $y_t$  são em grande parte explicadas pelas variações de  $z_t$ — e um  $a_1$  estimado que seja significativamente diferente de zero, a regressão da equação (2.1) pode não ter significado econômico. Para sedimentar essa assertiva, Granger e Newbold (1974), em sua “simulação de Monte Carlo”, geraram várias amostras e estimaram suas respectivas regressões na forma de (2.1). A um nível de 5% de significância, eles rejeitaram a hipótese nula de que  $a_1$  seja igual a zero em 75% do tempo, além de verificarem um alto  $R^2$ . Todavia, os resíduos apresentaram um alto grau de autocorrelação, o que viola uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear, caracterizando uma não-estacionaridade das séries<sup>19</sup>.

Com a comprovação de que  $\{y_t\}$  não seja estacionária, pode-se afirmar que a média e variância de  $y_t$  não são constantes no tempo. Isso fica mais claro, se se tirar o valor esperado de (2.3):

$$E_t y_t = b_0 \sum_{s=0}^{t-1} b_1^s + b_1^t y_0, \quad (2.4)$$

onde  $E \sum b_1^s \varepsilon_{t-s} = 0$ . Se  $|b_1| = 1$  e  $t \rightarrow \infty$ , a equação acima tenderá à soma

$$b_0 (1 + 1 + 1 \dots) + y_0,$$

mostrando que a média de  $y_t$  é infinita e dependente do tempo. Fazendo  $E_t y_t = \mu$ , a

<sup>19</sup> Ver Enders, 1995, Hamilton, 1994, e Gujarat, 2000, para mais detalhes sobre regressão espúria.

variância de  $y_t$  será

$$E(y_t - \mu)^2 = E\left(\sum_{s=0}^{t-1} b_t^s \varepsilon_{t-s}\right)^2,$$

que pode ser expressa como

$$\begin{aligned} E(y_t - \mu)^2 &= (\varepsilon_t + b_t \varepsilon_{t-1} + b_t^2 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2 \\ &= (\sigma^2 + b_t^2 \sigma^2 + b_t^4 \sigma^2 + \dots), \end{aligned} \quad (2.5)$$

onde  $E\varepsilon_{t-s}\varepsilon_{t-s} = \sigma^2$  e  $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-s} = 0$ , para  $s \neq 0$ ; neste último, admitindo-se que o erro seja homocedástico. Se  $b_t = 1$  e  $t \rightarrow \infty$ , a variância de  $y_t$  tenderá a

$$(1 + 1 + 1 + \dots)\sigma^2 = t\sigma^2,$$

denotando que é infinita e dependente do tempo. Passando à autocovariância de  $y_t$ , tem-se

$$\begin{aligned} E(y_t - \mu_t)(y_{t-s} - \mu_t) &= [(\varepsilon_t + b_t \varepsilon_{t-1} + b_t^2 \varepsilon_{t-2} + \dots)(\varepsilon_{t-s} + b_t \varepsilon_{t-s-1} b_t^2 \varepsilon_{t-s-2} + \dots)] \\ &= \sigma^2 b_t^s (1 + b_t^2 + b_t^4 + \dots). \end{aligned} \quad (2.6)$$

Da mesma forma que a variância, se  $b_t = 1$  e  $t \rightarrow \infty$ , a autocovariância de  $y_t$  convergirá para o termo

$$(1 + 1 + 1 + \dots)\sigma^2 = t\sigma^2,$$

mostrando que é infinita e dependente do tempo.

Entretanto, se  $|b_t| < 1$  e  $t \rightarrow \infty$ , a média, a variância e a autocovariância de  $y_t$  tenderão, respectivamente, aos termos

$$\begin{aligned} &b_0 / (1 - b_t), \\ &\sigma^2 / (1 - b_t^2) \quad \text{e} \\ &\sigma^2 b_t^s / (1 - b_t^2), \end{aligned}$$

ou seja, são finitas e independentes do tempo.

Fica patente, portanto, que uma série será gerada por um processo estocástico estacionário se suas médias e variâncias forem finitas e constantes no tempo e o valor da covariância entre dois períodos ( $t$  e  $t-s$ ) depender apenas da distância entre esses dois

períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada<sup>20</sup>. Percebe-se que essas condições de estacionaridade são coerentes com o estudo de equações em diferenças. Isso porque, se a raiz característica  $b_1$  for igual a um, na solução geral de (2.3), a solução homogênea  $b_1^t$  não tenderá a zero e a “solução particular determinística”  $b_0/(1 - b_1)$  não será definida, sugerindo que o equilíbrio possa ser móvel, isto é, que a média incondicional de  $y_t$  seja  $[b_0/(1 - b_1)]t$ .

### 2.1.2 O Uso do Correlograma para Testar Estacionaridade de uma Série

Uma maneira mais simples de testar a estacionaridade de uma série temporal é utilizar as chamadas “funções de autocorrelação (*ACF*) e autocorrelação parcial (*PACF*)”. A *ACF* indica a seqüência de correlações entre uma variável qualquer  $y_t$  e  $y_{t-1}$ , entre  $y_t$  e  $y_{t-2}$ , entre  $y_t$  e  $y_{t-3}$ , até a correlação entre  $y_t$  e  $y_{t-s}$ . Nesse caso, a autocorrelação entre  $y_t$  e  $y_{t-2}$ , por exemplo, não mantém constantes os efeitos da correlação entre  $y_t$  e  $y_{t-1}$ . Formalmente, a função de autocorrelação ( $\hat{\rho}_s$ ) entre  $y_t$  e  $y_{t-s}$ , com  $T$  observações, é definida como

$$\hat{\rho}_s = \frac{\hat{\gamma}_s}{\hat{\gamma}_0}, \quad (2.7)$$

onde  $\gamma_s$  é a covariância amostral entre  $y_t$  e  $y_{t-s}$ :

$$\hat{\gamma}_s = \sum_{t=s+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-s} - \bar{y}) / T,$$

e  $\gamma_0$ , a variância amostral de  $y_t$ :

$$\hat{\gamma}_0 = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 / T.$$

Como se trata de uma medida de correlação, o valor de  $\hat{\rho}_s$  deve ficar entre  $-1$  e  $+1$ .

Já a função de autocorrelação parcial ( $\phi_{ss}$ ) exclui, numa correlação entre  $y_t$  e  $y_{t-2}$ , por exemplo, o efeito de  $y_{t-1}$  sobre  $y_t$ . Sem mais detalhes, a autocorrelação

<sup>20</sup> Ver Gujarati, 2000, p. 719.

parcial entre  $y_t$  e  $y_{t-s}$ , com  $T$  observações, é expressa como

$$\begin{aligned} \varphi_{11} &= \hat{\rho}_1, \text{ para } s=1 \\ \varphi_{22} &= (\hat{\rho}_2 - \hat{\rho}_1^2) / (1 - \hat{\rho}_1^2), \text{ para } s=2 \\ \varphi_{ss} &= \frac{\hat{\rho}_s - \sum_{j=1}^{s-1} \varphi_{s-1,j} \hat{\rho}_{s-j}}{1 - \sum_{j=1}^{s-1} \varphi_{s-1,j} \hat{\rho}_j}, \text{ para } s=3,4,5,\dots \end{aligned} \quad (2.8)$$

onde  $\varphi_{sj} = \varphi_{s-1,j} - \varphi_{ss} \varphi_{s-1,s-j}$ ,  $j=1,2,3,\dots,s-1$ .

As *ACF* e *PACF* são normalmente apresentadas em gráficos, onde os valores de  $\hat{\rho}_s$  e  $\varphi_{ss}$  são individualmente plotados no eixo das ordenadas, enquanto  $s$ , no eixo das abcissas. A representação gráfica das funções de autocorrelação é conhecida como correlograma amostral, que permite, através de uma análise visual, verificar se uma série temporal é estacionária. Segundo Enders (1995, p. 212), se os valores de  $\hat{\rho}_s$  apontarem um declínio lento das correlações no tempo, há indicativo de que a série possa apresentar um processo não-estacionário. Outra maneira de constatar a estacionaridade de uma série, utilizando o correlograma, é testar sua significância estatística. Bartlett (1946, p. 27-41) mostrou que, se uma série for do tipo ruído branco, os coeficientes *ACF* e *PACF* têm, por aproximação, distribuição normal, com média zero e variância  $1/T$ . Logo, se os  $\hat{\rho}_s$  e  $\varphi_{ss}$  se situarem no intervalo de confiança de 95%, isto é, entre  $-1,96(1/\sqrt{T})$  e  $+1,96(1/\sqrt{T})$ , não se pode rejeitar a hipótese nula de que os verdadeiros coeficientes sejam iguais a zero, indicando que a série é estacionária. Mas, por outro lado, se  $\hat{\rho}_s$  e  $\varphi_{ss}$  se encontrarem fora desse intervalo de confiança, rejeita-se a hipótese de que os verdadeiros valores desses coeficientes sejam iguais a zero, indicando a autocorrelação dessas séries e, portanto, a sua não-estacionaridade<sup>21</sup>.

<sup>21</sup> Ibidem, p. 722.

### 2.1.3 O Teste de Raiz Unintária

Não obstante seja útil o uso do correlograma para testar a estacionaridade de uma série temporal, o método pode mostrar-se impreciso. Isso porque um modelo  $AR(p)$  pode apresentar-se muito próximo a um processo não-estacionário. Tal assertiva fica mais clara com o desenvolvimento a seguir.

Na subseção 2.1.1 foi visto que a variância e covariância de um processo  $y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ , quando  $|b_1| < 1$  e  $t \rightarrow \infty$  (isto é, quando o processo for estacionário), tenderão, respectivamente, aos termos  $\sigma^2 / (1 - b_1^2)$  e  $\sigma^2 b_1^s / (1 - b_1^2)$ . Dividindo-se a covariância pela variância, para cada  $s$ , tem-se a chamada “função de autocorrelação teórica” ( $\rho_s$ ):

$$\rho_s = b_1^s.$$

Assim, se plotada num gráfico  $-\rho_s$  em relação a  $s$ , a função de autocorrelação teórica de um processo  $AR(1)$  estacionário exibirá um declínio ao longo do tempo.

Todavia, um modelo  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ , ou seja, um processo de passeio aleatório, tem variância e covariância que tendem aos termos  $\sigma^2 t$ , de acordo com (2.5) e (2.6), quando  $|b_1| < 1$  e  $t \rightarrow \infty$ . O coeficiente de correlação desse processo será definido, então, como

$$\rho_s = \sigma^2 t / \sqrt{[(\sigma^2 t) \sigma^2 (t-s)]} < 1,$$

já que, num processo de passeio aleatório, não há constância da variância para cada  $t-s$ . Fica patente da equação acima que um processo de passeio aleatório tem um coeficiente de correlação teórico que é enviesado a estar abaixo da unidade. À medida que  $s$  cresce,  $\rho_s$  também declina, imitando a correlação teórica de um processo  $AR(1)$  estacionário com um  $b_1$  que está próximo da unidade<sup>22</sup>.

Fica claro, portanto, que o uso do correlograma para testar estacionaridade de uma série temporal torna difícil distinguir um processo estacionário de um que expresse

<sup>22</sup> Ver Enders, 1995, p. 167-168.

um comportamento puramente aleatório. Logo, faz-se necessário a utilização de outros testes de estacionaridade que sejam mais precisos, o que será objeto de estudo nas subseções 2.1.4 a 2.1.6.

### 2.1.4 O Teste de Dickey-Fuller

Para se comprovar a estacionaridade de uma série, utilizando o “teste de Dickey-Fuller” (*DF*), é preciso que seja feita uma regressão de uma equação do tipo (2.2), e que se verifique se  $b_1$  seja estatisticamente diferente de um. Entretanto, o valor calculado de  $t$  não segue a distribuição de  $t$  de Student, mesmo em grandes amostras. Dickey e Fuller (1979), assim, criaram um procedimento que permitiu uma nova tabulação de valores críticos, com base em simulações de Monte Carlo. O teste *DF* consiste, então, em calcular a estatística  $\hat{\tau}$  –dividindo-se  $b_1$  por seu desvio-padrão– e comparando-o aos valores críticos da tabela de Dickey e Fuller, para avaliar se se rejeita ou não a hipótese nula de que  $b_1$  seja significativamente igual a um. Se os valores calculados de  $t$  forem maiores, em termos absolutos, do que os valores críticos da tabela de Dickey e Fuller, pode-se rejeitar a hipótese nula de que a série não tem “raiz unitária”, e, portanto, conclui-se que seja estacionária. Normalmente o teste de raiz unitária é realizado em equações da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.9)$$

onde se subtrai  $y_{t-1}$  da equação (2.2) e se considera que  $\delta = (b_1 - 1)$ . Ou seja, as equações (2.2) e (2.9) são idênticas.

O teste de Dickey-Fuller é aplicado ainda em equações como as abaixo:

$$\Delta y_t = b_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\Delta y_t = b_0 + \delta y_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t. \quad (2.11)$$

Nesses casos, é testado se  $\delta$  é significativamente diferente de zero [ou se  $(b_1 - 1) = 0$ ], que é equivalente a testar se  $b_1 = 1$ . Percebe-se que, se  $\delta = 0$ , teremos uma série de passeio aleatório puro em (2.9), com intercepto em (2.10) e com intercepto e tendência temporal linear em (2.11)<sup>23</sup>.

<sup>23</sup> Ibidem, p. 221-223.

### 2.1.5 O Teste de Dickey-Fuller Aumentado

Se há suspeita de que um processo  $AR(1)$  não representa bem um determinado modelo, é possível que se realizem testes de raiz unitária em modelos  $AR$ 's de  $p$  ordem, que podem ser assim representados:

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \dots + b_{p-2} y_{t-p+2} + b_{p-1} y_{t-p+1} + b_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.12)$$

Essa suspeita é justificável, na medida em que as defasagens da variável  $y_t$  podem estar sendo omitidas do modelo. Isso fica mais claro se se considera o modelo  $AR(2)$  abaixo:

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + e_t. \quad (2.13)$$

Supondo que se comprove que esse  $AR(2)$  acima seja o “verdadeiro processo gerador dos dados” –através de testes de “critério de informação”, que será abordado na seção 2.2. Se se insiste em estimar um  $AR(1)$ , do tipo (2.2), seria admitir que  $\varepsilon_t = b_2 y_{t-2} + e_t$ . Logo, enquanto  $y_{t-2}$  afetar  $y_t$ , o termo de erro  $\varepsilon_t$  estará contendo uma parte de  $\varepsilon_{t-1}$ , mostrando que os erros são correlacionados serialmente. Mas, acrescentando  $y_{t-2}$  ao modelo, essa autocorrelação dos erros desapareceria<sup>24</sup>.

Para realizar o teste de raiz unitária em (2.12), é preciso que se façam algumas transformações algébricas, de maneira que seja compatível com as condições de estabilidade de uma equação em diferença estocástica de ordem superior. Não fica difícil de perceber que, se a soma dos coeficientes da equação (2.10) for igual a um, ao menos uma raiz característica de sua solução também será igual a um, o que mostra, como já visto, que a série  $\{y_t\}$  não convergirá para sua média incondicional no longo prazo.

Sendo assim, somando e subtraindo  $b_p y_{t-p+1}$  de (2.12), obtém-se

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \dots + b_{p-2} y_{t-p+2} + (b_{p-1} + b_p) y_{t-p+1} - b_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t. \quad (2.14)$$

Depois, se se somar e se subtrair  $(b_{p-1} + b_p) y_{t-p+2}$ , tem-se

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \dots - (b_{p-1} + b_p) y_{t-p+2} - b_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t. \quad (2.15)$$

<sup>24</sup> Ver Gujarat, 2000, p. 404.

Continuando, obtém-se a expressão representativa do “teste de Dickey Fuller Aumentado” (ADF):

$$\Delta y_t = b_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \alpha_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \quad (2.16)$$

onde

$$\delta = -\left(1 - \sum_{i=1}^p b_i\right)$$

$$\alpha_i = \sum_{j=i}^p b_j.$$

Incluindo a tendência temporal, tem-se

$$\Delta y_t = b_0 + \delta y_{t-1} + b_1 t \sum_{i=2}^p \alpha_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t. \quad (2.17)$$

Se  $\delta = 0$ , as equações (2.16) e (2.17) estarão inteiramente em primeiras diferenças e, assim, terão pelo menos uma raiz unitária<sup>25</sup>. Cabe salientar que a estatística de teste de ADF tem a mesma distribuição que a estatística de DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos. Entretanto, de acordo com MacKinnon<sup>26</sup>, *apud* Gujarat, 2000, p. 725, essa tabela “não é totalmente adequada”, o que fará com que se utilize nos testes a serem feitos no Capítulo 3 a tabela de valores críticos de MacKinnon.

### 2.1.6 Raízes Múltiplas

Se houver a comprovação de que uma série contém raiz unitária, podemos testar a estacionaridade dessa série em diferenças, isto é, podemos testar se há mais de uma raiz unitária. O procedimento a ser adotado é estimar uma equação do tipo abaixo:

$$\Delta^2 y_t = b_0 + b_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.18)$$

onde  $\Delta^2 y_t = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})$ . Se  $b_1$  for significativamente diferente de zero, a série  $\{y_t\}$  será estacionária  $I(1)$ , ou seja, o número de diferenciações dos dados será igual a um.

<sup>25</sup> Ver Enders, 1995, p. 225.

<sup>26</sup> Ver MacKinnon, 1991.

Dickey e Pantulla (1987) sugeriram um procedimento de teste se houver suspeita de que uma série contenha mais de uma raiz unitária. Se  $r$  raízes forem suspeitas de serem iguais a um, deve-se estimar a equação abaixo:

$$\Delta^r y_t = b_0 + b_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.19)$$

Se  $b_1$  for significativamente diferente de zero, a série  $\{\Delta^2 y_t\}$  será estacionária, o que significa que a série  $\{y_t\}$  não contém  $r$  raízes unitárias. Logo, devemos testar se a série  $\{y_t\}$  contém  $r - 1$  raízes unitárias:

$$\Delta^r y_t = b_0 + b_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + b_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.20)$$

Se  $b_{11}$  e  $b_{12}$  forem significativamente diferentes de zero, a série  $\{y_t\}$  não contém  $r - 1$  raízes unitárias. Até que não seja possível rejeitar a hipótese nula de que os  $b_{i's}$  sejam diferentes de zero, e comprovar a estacionaridade de uma série integrada de ordem  $d$   $[I(d)]$ , deve-se continuar a estimar a equação

$$\Delta^r y_t = b_0 + b_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + b_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + b_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \dots + b_r y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.21)$$

Fica claro que, se uma série  $\{\Delta^r y_t\}$  não tiver raiz unitária, ela será estacionária e pode ser representada como sendo  $I(0)$ , e a série  $\{y_t\}$  será estacionária  $I(r)$ <sup>27</sup>.

## 2.2 Vetores Auto-Regressivos

Foi visto na seção precedente que a existência de raiz unitária em uma série torna a regressão dessa variável sobre outra espúria. Diante da comprovação de estacionariedade de uma série  $I(d)$ , podemos, então, realizar a regressão. Todavia, ao contrário de regressar uma equação do tipo (1.31), —a equação que mescla os modelos *flex*, *sticky-price* e híbrido—, pode-se tratar cada uma das variáveis de cada equação como sendo endógenas ao modelo. Sendo assim, teríamos um sistema multivariado, que será objeto de estudo desta seção.

### 2.2.1 Análise VAR

Caso não se tenha certeza de que as variáveis exercem o papel de variável explicativa ou dependente, devem-se admitir todas as possibilidades de interação entre elas. Entretanto, há que se considerar não apenas relações contemporâneas entre as variáveis, mas também relações defasadas.

<sup>27</sup> Ver Enders, 1995, p. 227-228.

Considere-se o sistema bivariado abaixo:

$$y_{1t} = b_{10} + b_{11}y_{2t} + \gamma_{11}y_{1t-1} + \gamma_{12}y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.22)$$

$$y_{2t} = b_{20} + b_{21}y_{1t} + \gamma_{21}y_{1t-1} + \gamma_{22}y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad (2.23)$$

onde  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  são consideradas a ser estacionárias. Em notação matricial, obtém-se

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{11} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix},$$

ou de uma maneira mais compacta,

$$By_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

onde

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{11} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, y_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}.$$

A pré-multiplicação pela matriz inversa de  $B$  ( $B^{-1}$ ) resulta na seguinte expressão:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + e_t, \quad (2.24)$$

onde  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$  e  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ . Isto é, tem-se agora um “vetor autorregressivo” (*VAR*). Pode-se, assim, reescrever o sistema bivariado (2.22) e (2.23) na sua versão *VAR* como sendo

$$y_{1t} = a_{10} + a_{11}y_{1t-1} + a_{12}y_{2t-1} + e_{1t} \quad (2.25)$$

$$y_{2t} = a_{20} + a_{21}y_{1t-1} + a_{22}y_{2t-1} + e_{2t}, \quad (2.26)$$

onde cada  $a_{i0}$  representa cada  $i$  elemento do vetor  $A_0$ , cada  $a_{ij}$ , o elemento na linha  $i$  e coluna  $j$  da matriz  $A_1$ , e  $e_{it}$ , cada elemento  $i$  do vetor  $e_t$ <sup>28</sup>.

Surge uma questão quando se estima um *VAR*: como se confirma que o *VAR* estimado é o verdadeiro processo gerador dos dados da amostra escolhida? Uma maneira de escolher o número de defasagens  $p$  de um *VAR* é usar o princípio da parcimônia, como o critério de seleção de modelo de Box-Jenkins. De acordo com este último, o modelo escolhido deve ser aquele que apresente uma menor soma dos quadrados dos resíduos, mesmo que o resultante aumento do número de parâmetros

<sup>28</sup> Ibidem, p. 294-295.

reduza necessariamente os graus de liberdade, e, por conseguinte, a probabilidade quando se faz inferência acerca dos parâmetros estimados. As estatísticas mais usadas para critério de seleção de processo gerador de dados é o “critério de informação de Akaike” (*AIC*) e o “critério de informação Schwartz Bayesian” (*SBC*), que são, respectivamente, representados pelas equações abaixo:

$$\begin{aligned} AIC &= T \ln (\text{soma dos quadrados dos resíduos}) + 2n, \\ SBC &= T \ln (\text{soma dos quadrados dos resíduos}) + n \ln(T), \end{aligned}$$

onde  $n$  é número de parâmetros estimados ( $p$  + possíveis interceptos) e  $T$  é o número de observações. Sendo assim, o modelo escolhido, ou seja, o  $p$  escolhido, deverá ser aquele que apresente o menor valor para as estatísticas acima.<sup>29</sup>

### 2.2.2 As Estimativas dos Parâmetros do VAR

O cálculo dos elementos do vetor  $A_0$  e da matriz  $A_1$ , no VAR expresso por (2.24), requer que se colem os dados de uma amostra das variáveis  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ , para, então, abstrair um comportamento sistemático dessas variáveis no tempo. Isso seria o mesmo que: uma vez conhecidos os parâmetros do VAR, pode-se saber o verdadeiro processo gerador daquela série de dados, a qual tem as seguintes média (condicional) e matriz de variância-covariância, respectivamente:

$$A_0 + A_1 y_{t-1}, \Omega \quad (2.27)$$

Seria conveniente usar uma forma mais compacta, de forma que se tenha um vetor contendo o termo constante e o valor defasado de cada elemento de  $y_t$ :

$$X_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_{t-1} \end{bmatrix}. \quad (2.28)$$

Considerando  $\Pi'$  como sendo o vetor linha que contém os parâmetros do VAR,

$$\Pi' = [A_0 \quad A_1], \quad (2.29)$$

(2.27) pode ser reescrito como

$$\Pi' X_t, \Omega. \quad (2.30)$$

<sup>29</sup> Ibidem, p. 88.

Visto que os elementos de  $X_t$  são conhecidos, resta investigar  $\Pi'$  e  $\Omega$ , que são o conjunto de valores dos parâmetros que teria gerado conjuntamente a distribuição dos valores de uma amostra da série  $\{y_t\}$ :

$$f(y_T, y_{T-1}, \dots, y_1 | y_0, y_{-1}, \dots, y_{-p+1}; \theta), \quad (2.31)$$

onde  $\theta$  é o vetor que contém os elementos de  $A_0$ ,  $A_1$  e  $\Omega$ . Como cada uma das variáveis observadas são tratadas como uma variável aleatória, cada uma delas tem uma distribuição própria de seus valores. Melhor dizendo, a ocorrência de  $y_t$  (condicionada a  $y_{t-1}$  e a  $\theta$ ) é independente da ocorrência de  $y_{t-1}$  (condicionada a  $y_{t-2}$  e a  $\theta$ ). Ou seja, estimar  $\theta$  e conhecer o verdadeiro processo gerador da série  $\{y_{t-1}\}$  não daria nenhuma indicação sobre os valores da série  $\{y_t\}$ . Logo, a distribuição conjunta da amostra, que vai de  $y_1$  a  $y_T$  (e condicionada às observações  $y_0$  a  $y_{-p+1}$  e a  $\theta$ ) é dada pelo produto das distribuições individuais:

$$f(y_T, y_{T-1}, \dots, y_1 | y_0, y_{-1}, \dots, y_{-p+1}; \theta) = \prod_{t=1}^T f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-p+1}; \theta). \quad (2.32)$$

Falta ainda especificar a forma em que os valores da amostra são distribuídos. Caso seja construído um histograma da distribuição de frequência relativa dos dados dessa amostra e que seja verificado que ele se assemelhe a uma curva em forma de sino, é razoável supor que os valores dessa amostra seguem uma distribuição normal:

$$\begin{aligned} & f(y_T, y_{T-1}, \dots, y_1 | y_0, y_{-1}, \dots, y_{-p+1}; \theta) \\ &= (2\pi)^{-n/2} |\Omega^{-1}|^{1/2} \exp\left[-1/2 (y_t - \Pi' X_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi' X_t)\right] \end{aligned} \quad (2.33)$$

Agora se pode dizer que os valores aleatórios da amostra, além de serem distribuídos independentemente, também são identicamente distribuídos, o que leva a considerar que  $y_t \sim \text{i.i.d.}^{30} N(\Pi' X_t, \theta)$ .

Como a distribuição conjunta da amostra é dada por (2.32), é preciso substituir

<sup>30</sup>  $y_t \sim \text{i.i.d.}$  significa que a amostra  $y_t$  tem distribuição independente e idêntica.

(2.33) nesta última e a transformar em logaritmo, para se obter a “função de verossimilhança”:

$$\begin{aligned} \ell(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p+1}; \theta) = & -(Tn/2) \log(2\pi) + (T/2) \log |\Omega^{-1}| \\ & - (1/2) \sum_{t=1}^T [(y_t - \Pi' X_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi' X_t)]. \end{aligned} \quad (2.34)$$

Percebe-se da equação acima que os valores de  $y_{t-1}$  a  $y_{t-p+1}$  são conhecidos e fixos, ao passo que os valores de  $\theta$  são os parâmetros da função. O interesse, então, é saber qual o conjunto de valores do parâmetro  $\theta$  que teria gerado os dados da amostra com a maior probabilidade. Ou seja, trata-se de saber quais os valores de  $\Pi'$  e  $\Omega$  que maximizam o valor da função de verossimilhança, que é o valor da probabilidade de os dados observados serem gerados com base naquela função.<sup>31</sup>

O procedimento de cálculo do valor numérico do parâmetro  $\theta$  é “[...] to make a series of different guesses for  $\theta$ , compare the value of  $\ell(\theta)$  for each guess, and try to infer from these values for  $\ell(\theta)$  the value  $\hat{\theta}$  for which  $\ell(\theta)$  is larger. Such methods are described as numerical maximization” (Hamilton, 1994, p. 133). Esse procedimento de cálculo é demasiadamente complexo para ser abordado aqui, além de transcender os objetivos deste capítulo.

Entretanto, estimar  $\Pi'$  e  $\Omega$  pelo método de mínimos quadrados ordinários, ou seja,

$$\begin{aligned} \Pi' &= (X' X_t)^{-1} (X' y_t) \\ \hat{\Omega} &= E \left( y_t - \hat{E}_t y_t \right)^2 = E \left( y_t - X_t' \hat{\Pi}_T \right)^2 = \hat{e}_t' \hat{e}_t, \end{aligned}$$

é algo que pode ser considerado, visto que as variáveis explicativas de cada equação são idênticas, o que significa que a estimação pelo M.Q.O. separada será consistente e eficiente,<sup>32</sup> como asseveram Stock e Watson: “[...] the efficient estimator (full information maximum likelihood) simplifies to OLS, applied to each of the equations.

<sup>31</sup> Ver Carmo; Sartoris & Braga, 2000, p. 69-79.

<sup>32</sup> Propriedades dos estimadores, que mostram que, quando os valores esperados dos parâmetros estimados forem iguais aos verdadeiros valores da população, estes (estimadores) são consistentes; e se a variância dos valores desses parâmetros forem mínimas, os estimadores são eficientes.

The error covariance matrix is estimated consistently by sample covariance matrix of the resulting OLS residual." (2001, p. 4).

### 2.2.3 Causalidade de Granger

O "teste de causalidade de Granger" (TCG) investiga se uma variável com  $p$  defasagens afeta o valor de uma outra variável. Em outras palavras, a questão é se valores defasados de uma variável ajudam a melhorar a previsão de uma outra variável. Considere-se o VAR bivariado abaixo<sup>33</sup>:

$$y_{1t} = c_{10} + \alpha_{11}^{(1)} y_{1t-1} + \alpha_{12}^{(1)} y_{2t-1} + \alpha_{11}^{(2)} y_{1t-2} + \alpha_{12}^{(2)} y_{2t-2} + \dots + \alpha_{11}^{(p)} y_{1t-p} + \alpha_{12}^{(p)} y_{2t-p} + e_{1t} \quad (2.35)$$

$$y_{2t} = c_{20} + \alpha_{21}^{(1)} y_{1t-1} + \alpha_{22}^{(1)} y_{2t-1} + \alpha_{21}^{(2)} y_{1t-2} + \alpha_{22}^{(2)} y_{2t-2} + \dots + \alpha_{21}^{(p)} y_{1t-p} + \alpha_{22}^{(p)} y_{2t-p} + e_{2t} \quad (2.36)$$

Restringindo a equação (2.35), por exemplo, e fixando todos os coeficientes  $\alpha_{12}$ , até a defasagem  $p$ , iguais a zero, tem-se

$$y_{1t} = c_{10} + \alpha_{11}^{(1)} y_{1t-1} + \alpha_{11}^{(2)} y_{1t-2} + \dots + \alpha_{11}^{(p)} y_{1t-p} + \mu_{1t}. \quad (2.37)$$

O TCG é expresso através do teste de  $F$ , utilizando a equação restrita, representada por (2.37), contra a não restrita, expressa por (2.35). Sendo assim, o teste pode ser apresentado da seguinte forma:

$$H_0 : \alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = \dots = \alpha_{12}^{(p)} = 0$$

$$H_1 : \alpha_{12}^{(1)} \neq 0, \text{ ou } \alpha_{12}^{(2)} \neq 0, \dots, \text{ ou } \alpha_{12}^{(p)} \neq 0, \text{ ou ambos diferentes de zero.}$$

Ou seja, é preciso que se calcule a soma dos quadrados dos resíduos de (2.37) e de (2.35):

$$SQR_R = \sum \hat{\mu}_{1t}^2$$

$$SQR_{NR} = \sum \hat{e}_{1t}^2,$$

onde  $SQR_R$  é a soma dos quadrados dos resíduos da equação restrita e  $SQR_{NR}$ , a da equação não restrita.

<sup>33</sup> É importante assinalar que o número de  $p$  defasagens do VAR escolhida para o TCG não deve ser necessariamente aquele do VAR estimado, se houver sensibilidade dos resultados à mudança da defasagem, conforme ressalta Granger, *apud* Gujarat, 2000, p. 629.

A estatística de teste de  $F$  é expressa por

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{NR})/p}{(SQR_{NR})/(T - 2p - 1)},$$

onde  $T$  é o número de observações da amostra. Se o resultado acima for menor do que o valor crítico,  $F(p, T - 2p - 1)$ ,<sup>34</sup> ao nível de 5% de significância, podemos concluir que a série  $\{y_{2t}\}$  não causa Granger  $\{y_{1t}\}$ . Em termos mais formais, o resultado acima será

$$E(y_{1t+s} | y_{1t}, y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}) = E(y_{1t+s} | y_{1t}, y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}; y_{2t}, y_{2t-1}, \dots, y_{2t-p}), \quad (2.38)$$

confirmando mais uma vez que a inclusão da série  $\{y_{2t}\}$  em (2.35) não ajuda a prever a série  $\{y_{1t}\}$ .<sup>35</sup>

Somente a título de ilustração, pode-se fazer a variável  $y_{1t}$  como sendo o diferencial de moeda ( $m_t - m_t^*$ ) e  $y_{2t}$  como taxa de câmbio, variáveis do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Se o VAR estimado for expresso por (2.35) e (2.36), a questão seria saber se o diferencial de moeda estaria ajudando a prever a taxa de câmbio. Dito de outra forma, deve-se testar se ao menos um dos coeficientes (ou ambos) da variável diferencial de moeda, isto é, de  $\alpha_{12}^{(1)}$  a  $\alpha_{12}^p$ , são significativamente diferentes de zero. Se o são, o diferencial de moeda causa câmbio no sentido Granger.

## 2.2.4 A Função de Impulso-Resposta

Uma “função impulso-resposta” (FIR) simplesmente mensura a resposta de uma variável endógena a um choque em uma das variáveis do VAR. Especificamente, ela mede o impacto de um choque de um determinado período sobre valores presentes e futuros de uma variável endógena, mantendo todos os demais choques de outros períodos constantes. Em termos mais formais, a função de impulso-resposta será

$$\psi_s = \frac{\partial \hat{E}(y_{t+s} | y_{t-1}, \dots, y_t)}{\partial e_{jt}}, \quad (2.39)$$

<sup>34</sup> Este valor, constante da Tabela  $F$ , é obtido a partir de  $p$ , que é igual ao número de parâmetros da variável  $y_{2t}$  e de  $(T - 2p - 1)$ , que é igual ao número de observações da amostra menos o somatório do número de parâmetros das variáveis  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ , menos a constante  $c_{10}$ .

<sup>35</sup> Ver Hamilton, 1994, p. 303-305.

o que nos mostra o quanto se deve revisar uma previsão de  $y_{t+s}$  quando cada “inovação” do vetor  $e_t$  for diferente de zero.

Para se calcular a matriz de impulso-resposta, é preciso que se tenha estimado um *VAR*. Considere-se o (*VAR*) expresso por (2.25) e (2.26):

$$\begin{aligned} y_{1t} &= a_{10} + a_{11}y_{1t-1} + a_{12}y_{2t-1} + e_{1t} \\ y_{2t} &= a_{20} + a_{21}y_{1t-1} + a_{22}y_{2t-1} + e_{2t} \end{aligned}$$

O interesse com a FIR é saber qual o impacto dos choques  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$  sobre os valores presentes e futuros das variáveis endógenas  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ . Melhor dizendo, o *VAR(I)* acima consegue explicar (prever) parte dos valores das variáveis  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ , restando uma parte não explicada, qual seja, os resíduos  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$ . Sendo assim, resta saber o quanto se deve revisar a previsão das variáveis  $y_{1t+s}$  e  $y_{2t+s}$ .

Para responder a tal questão, primeiramente, faz-se um processo iterativo até o período  $t + s$  no *VAR* acima, gerando sua solução geral:<sup>36</sup>

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} mr^t \\ nr^t \end{bmatrix} + \sum_{s=0}^n \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^s \begin{bmatrix} e_{1t-s} \\ e_{2t-s} \end{bmatrix}, \quad (2.40)$$

onde os termos do lado direito são a solução particular determinística, a homogênea e a particular estocástica, respectivamente. Se o *VAR* for estacionário –isto é, se suas raízes características ( $r$ ) forem menores do que a unidade em termos absolutos–, a solução homogênea tenderá a zero quando  $t$  tender para o infinito, restando sua solução particular:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \sum_{s=0}^n \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^s \begin{bmatrix} e_{1t-s} \\ e_{2t-s} \end{bmatrix}, \quad (2.41)$$

que é a versão “vetor auto-regressivo de médias móveis” (*VMA*) do *VAR* expresso por (2.25) e (2.26). Dessa forma, pode-se perceber que, com a representação *VMA*, o vetor  $y_t$  passa a ser função do vetor  $\bar{y}$ , que denota sua média incondicional, sendo portanto uma constante; da matriz de coeficientes  $A_t$ ; e do vetor de termos de erro  $e_{t-s}$ ; e não mais do vetor  $A_t y_{t-1}$ , que capta os desvios de curto prazo do vetor  $y_t$ .

<sup>36</sup> Ver apêndice 3.

Diante disso, cada termo do somatório de (2.41), ou seja, uma matriz  $2 \times 1$ , conterá as funções impulso-resposta do VAR expresso por (2.25) e (2.26):

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{10} \\ \psi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{11} \\ \psi_{21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{12} \\ \psi_{22} \end{bmatrix} + \dots \quad (2.42)$$

Como exemplo, percebe-se que  $\psi_{11} = a_{11}e_{1t-1} + a_{12}e_{2t-1}$  representa os efeitos dos erros do período anterior de  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ , respectivamente, sobre  $y_{1t}$ ; e  $\psi_{21} = a_{21}e_{1t-1} + a_{22}e_{2t-1}$ , os impactos dos erros defasados em um período sobre  $y_{2t}$ . De uma maneira mais compacta, (2.42) poderá ser reescrita como

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \psi_0 + \psi_1 + \psi_2 + \dots \quad (2.43)$$

O somatório das funções de impulso-resposta indica o quanto se deve revisar uma previsão:

$$\Delta \hat{E}(y_{t+s} | y_{t+s-1}, \dots, y_{t+s-p}) = \psi_0 + \psi_1 + \psi_2 + \dots \quad (2.44)$$

Entretanto, é preciso lembrar que o VAR expresso por (2.25) e (2.26) equivale à pré-multiplicação de  $B^{-1}$  pelo sistema expresso por (2.22) e (2.23). Dessa forma, o vetor de erros  $e_t$  é igual a  $B^{-1}\varepsilon_t$ :

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{11} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (2.45)$$

que deve ser substituído na versão VMA de (2.41), gerando

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + [I / (1 - b_{12}b_{21})] \sum_{s=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^s \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-s} \\ \varepsilon_{2t-s} \end{bmatrix}. \quad (2.46)$$

Fica claro que, para se encontrar a FIR, deve-se, além de estimar a matriz  $A_1$  do VAR, estimar os coeficientes  $b_{11}$  e  $b_{21}$  do sistema original de (2.22) e (2.23).

Surge um problema, todavia, quando se estima o VAR expresso por (2.25) e (2.26): ele considera uma correlação entre  $y_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , através da correlação contemporânea entre  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ ; e ainda uma correlação entre  $y_{2t}$  e  $\varepsilon_{1t}$ , através da correlação contemporânea entre  $y_{2t}$  e  $y_{1t}$ . Como diz Enders: "Standard estimations techniques require that the regressors be uncorrelated with the error term." (1995, p. 302).

Entretanto, esse problema pode ser removido caso se “identifique” o sistema expresso por (2.22) e (2.23). Dito de outra forma, se se restringe esse sistema, de maneira que  $b_{11}$  ou  $b_{21}$  seja igual a zero, ele será identificado, podendo ser estimado. Se se considera que  $b_{11}$  seja igual a zero –salientando que “(...) might be suggested by a particular economic model (...)” (Enders, 1995, p. 302)– tem-se a seguinte matriz  $B$ :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix},$$

e a sua inversa:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix},$$

que, pré-multiplicada pelo vetor de erros  $\varepsilon_t$  em (2.22) e (2.23), resulta no sistema abaixo:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}. \quad (2.47)$$

A substituição de (2.47) em (2.41) resulta em

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \sum_{s=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^s \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-s} \\ \varepsilon_{2t-s} \end{bmatrix}, \quad (2.48)$$

onde, novamente, cada termo do somatório, ou seja, uma matriz  $2 \times 1$ , conterà as funções impulso-resposta do VAR expresso por (2.25) e (2.26):

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{10} \\ \psi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{11} \\ \psi_{21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{12} \\ \psi_{22} \end{bmatrix} + \dots \quad (2.49)$$

De uma maneira mais compacta, obtém-se

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \psi_0 + \psi_1 + \psi_2 + \dots \quad (2.50)$$

Como foi suposto que esse VAR fosse estacionário, quanto maior  $s$ , mais próxima de zero estará uma função impulso-resposta.

Falta definir ainda  $b_{21}$  e os montantes de  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  em (2.48), para obter as funções impulso-resposta do VAR. Com relação a  $b_{21}$ , ao invés de estimar o sistema primitivo

(2.22) e (2.23), pode-se utilizar o sistema expresso por (2.47), que, em notação algébrica, será

$$\begin{aligned} e_{1t} &= \varepsilon_{1t} \\ e_{2t} &= -b_{21}\varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Assim, basta se fazer uma regressão de  $e_{2t}$  sobre  $e_{1t}$ , já que  $e_{1t}$  é igual a  $\varepsilon_{1t}$ . Já com relação aos erros, pode-se considerar que os valores de  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são os desvios-padrões da regressão de cada variável endógena do *VAR*, isto é, de  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ .<sup>37</sup>

É importante notar que, se o vetor de erros  $e_t$  em (2.24) for iterado para frente, considerando que o vetor de interceptos  $A_0$  seja nulo, chega-se também a funções de impulso-resposta:

$$y_t = \sum_{s=0}^{\infty} A_1^s e_{t-s}.$$

Ou seja, não é necessário preocupar-se com a condição de estacionaridade do *VAR* estimado, como anteriormente. Sendo assim, se o *VAR* não for estacionário, quanto maior  $s$ , mais distante a função de impulso-resposta estará de zero.

Comparando com o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, pode-se fazer a variável  $y_{2t}$  como sendo a taxa de câmbio ( $s_t$ ) e  $y_{1t}$  como diferencial de moeda ( $m_t - m_t^*$ ). Considere-se que o *VAR* estimado seja expresso por (2.25) e (2.26), que o erro do diferencial de moeda tenha efeitos contemporâneos sobre a taxa de câmbio, e que o erro da taxa de câmbio não tenha efeitos contemporâneos sobre o diferencial de moeda. Uma expansão monetária no período  $t$ , por exemplo, realizada pelo Banco Central, (que não seja explicada pelo componente sistemático do modelo de curto prazo,  $y_{1t} = a_{10} + a_{11}y_{1t-1} + a_{12}y_{2t-1}$ ), ou seja, uma variação (inovação) em  $e_{1t}$  (mantendo  $m_t^*$  e  $\varepsilon_{2t}$  constantes), leva a taxa de câmbio a aumentar em uma magnitude de  $-b_{21}\varepsilon_{1t}$  no mesmo período  $t$ , conforme o sistema representado por (2.48). No momento seguinte, o efeito da expansão monetária sobre a taxa de câmbio será de  $(a_{21} - b_{21}a_{22})\varepsilon_{1t-1}$ , e assim sucessivamente. Em suma, na medida em que o banco central surpreendeu os agentes econômicos com uma expansão monetária, a taxa de câmbio se elevou. A dissipação ou não desse choque no tempo dependerá, é claro, da condição de estacionaridade do *VAR* estimado.

<sup>37</sup> Ver Enders, 1995, p. 294-310.

## 2.2.5 Decomposição de Variância

A estatística de “análise decomposição de variância” (ADV) revela a participação relativa da soma da variância dos erros de uma variável sobre a variância total do erro de previsão de uma variável endógena. Em outras palavras, tirando a variância de (2.48), pode-se calcular, por exemplo, qual a proporção de cada termo de (2.48) que contenha  $\varepsilon_{1t}$  sobre a revisão total de previsão de sua mesma variável ( $y_{1t}$ ) ou sobre outras variáveis ( $y_{it}$ ).

Como no cálculo da função impulso-resposta, é necessário partir de um VAR estimado, como em (2.24). Tomando por base um período futuro, tem-se

$$y_{t+1} = A_0 + A_1 y_t + e_{t+1},$$

e sua média condicional de  $y_{t+1}$  será

$$E_t y_{t+1} = A_0 + A_1 y_t,$$

e o erro de previsão,

$$e_{t+1} = y_{t+1} - E_t y_{t+1}.$$

Similarmente, a média condicional de  $y_{t+2}$  será

$$E_t y_{t+2} = A_0 + A_1 y_{t+1}.$$

Substituindo  $y_{t+1}$  por  $A_0 + A_1 y_t + e_{t+1}$ , obtém-se

$$\begin{aligned} E_t y_{t+2} &= A_0 + A_1 (A_0 + A_1 y_t + e_{t+1}) \\ &= A_0 + A_0 A_1 + A_1^2 y_t, \end{aligned}$$

e o erro de previsão será

$$e_{t+2} = y_{t+2} - E_t y_{t+2} = A_1 e_{t+1} + e_{t+2}.$$

Iterando até o período  $t+s$ , a média condicional correspondente será

$$E_t y_{t+s} = A_0 + \sum_{s=0}^{\infty} A_0 A_1^{s-1} + A_1^s y_t,$$

e o erro de previsão,

$$e_{t+s} = y_{t+s} - E_t y_{t+s} = e_t + A_1 e_{t+s-1} + A_1^2 e_{t+s-2} + \dots + A_1^{s-1} e_{t+1}. \quad (2.51)$$

Ou seja, trata-se do mesmo sistema que expressa as funções de impulso-resposta.

Entretanto, deve-se considerar que o vetor de erros  $e_t$  é determinado por (2.47), o que leva a reescrever (2.51), em notação matricial, como

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} e_{1t+s} \\ e_{2t+s} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} y_{1t+s} - E_t y_{1t+s} \\ y_{2t+s} - E_t y_{2t+s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^0 \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s} \\ \varepsilon_{2t+s} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^1 \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s-1} \\ \varepsilon_{2t+s-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s-2} \\ \varepsilon_{2t+s-2} \end{bmatrix} \\ &+ \dots + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^{s-1} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+1} \\ \varepsilon_{2t+1} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.52)$$

Considerando que

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix},$$

o sistema expresso por (2.52) poderá ser reescrito como

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} e_{1t+s} \\ e_{2t+s} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} y_{1t+s} - E_t y_{1t+s} \\ y_{2t+s} - E_t y_{2t+s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11}(0) & \phi_{12}(0) \\ \phi_{21}(0) & \phi_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(1) & \phi_{12}(1) \\ \phi_{21}(1) & \phi_{22}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s-1} \\ \varepsilon_{2t+s-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \phi_{11}(2) & \phi_{12}(2) \\ \phi_{21}(2) & \phi_{22}(2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s-2} \\ \varepsilon_{2t+s-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}(s) & \phi_{12}(s) \\ \phi_{21}(s) & \phi_{22}(s) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+1} \\ \varepsilon_{2t+1} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.53)$$

Tirando a variância do erro de previsão de  $e_{1t+s}$ , por exemplo, tem-se, em notação algébrica,

$$\begin{aligned} \sigma_{y1}(s)^2 &= \sigma_{y1}^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \phi_{11}(2)^2 + \dots + \phi_{11}(s-1)^2] \\ &+ \sigma_{y2}^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \phi_{12}(2)^2 + \dots + \phi_{12}(s-1)^2] \end{aligned} \quad (2.54)$$

onde

$$\begin{aligned} E\varepsilon_{1t+s}\varepsilon_{1t+s} &= E\varepsilon_{1t+s-1}\varepsilon_{1t+s-1} = E\varepsilon_{1t+s-2}\varepsilon_{1t+s-2} = \dots = E\varepsilon_{1t+1}\varepsilon_{1t+1} = \sigma_{y1}^2 \\ E\varepsilon_{2t+s}\varepsilon_{2t+s} &= E\varepsilon_{2t+s-1}\varepsilon_{2t+s-1} = E\varepsilon_{2t+s-2}\varepsilon_{2t+s-2} = \dots = E\varepsilon_{2t+1}\varepsilon_{2t+1} = \sigma_{y2}^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E\varepsilon_{1t+s-i}\varepsilon_{1t+s-j} &= 0 \\ E\varepsilon_{2t+s-i}\varepsilon_{2t+s-j} &= 0, \text{ para } i \neq j, \end{aligned}$$

$$E\varepsilon_{1t+s-i}\varepsilon_{2t+s-j} = 0, \text{ para qualquer } i \text{ e } j;$$

se for considerado que as variáveis do VAR sejam estacionárias, o que requer, entre outras necessidades, que suas variâncias para qualquer amostra  $T$  sejam constantes e que

as covariâncias do erro de uma variável com seus erros passados ou com erros de outra variável sejam iguais a zero.

A equação (2.54) descreve a variância total do erro de previsão, isto é, a variância de  $y_{1t+s}$  decorrente das variâncias presentes e passadas dos erros  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ . A contribuição da variância do erro  $\varepsilon_{1t}$ , no período de  $t+1$  a  $t+s$ , para a variância total dos erros de previsão, será, então,

$$\frac{\sigma_{y_1}(s) = \sigma_{y_1}^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \phi_{11}(2)^2 + \dots + \phi_{11}(s-1)^2]}{\sigma_{y_1}(s)^2},$$

e a do erro  $\varepsilon_{2t}$ ,

$$\frac{\sigma_{y_2}(s) = \sigma_{y_2}^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \phi_{12}(2)^2 + \dots + \phi_{12}(s-1)^2]}{\sigma_{y_1}(s)^2}.$$

Através da matriz de variância-covariância, obtêm-se as variâncias de  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$  e a covariância entre os dois, permitindo realizar a regressão de  $e_{1t}$  sobre  $e_{2t}$ , para se ter  $b_{21}$ . A variância de  $\varepsilon_{1t}$  é a mesma de  $e_{1t}$ , já que, por (2.47), estes são iguais. Com relação à variância de  $\varepsilon_{2t}$ , é preciso que se considere a segunda do linha do mesmo sistema expresso por (2.47):

$$e_{2t} = -b_{21}\varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}.$$

Tirando o quadrado médio de ambos os lados da equação acima, tem-se

$$Var(e_{2t}) = (-b_{21})^2 \sigma_{y_1}^2 + \sigma_{y_2}^2.$$

Sendo assim, basta substituir os valores já sabidos da equação acima para que se obter  $\sigma_{y_2}^2$ , e assim auferir os valores da estatística de decomposição de variância.<sup>38</sup>

Novamente, a título de ilustração, pode-se fazer a variável  $y_{2t}$  como sendo a taxa de câmbio ( $s_t$ ) e  $y_{1t}$  como diferencial de moeda ( $m_t - m_t^*$ ), e considerar que o VAR estimado seja expresso por (2.25) e (2.26), e que ainda o erro do diferencial de moeda tenha efeitos contemporâneos sobre a taxa de câmbio, e que o erro da taxa de câmbio não tenha efeitos contemporâneos sobre o diferencial de moeda. Considere-se uma expansão monetária inesperada no período  $t+s-1$  (mantendo  $m_{t+s-1}^*$  e  $\varepsilon_{2t+s-1}$  constantes), que provoca erro de previsão de magnitude de  $e_{1t+s-1}$ . A ADV pode mostrar, por

<sup>38</sup> Ver Enders, 1995, p. 310-312 e Hamilton, 1994, p. 323-324.

exemplo, qual a participação relativa da variância desse erro  $[(a_{21} - b_{21}a_{22})^2 \varepsilon_{1t+s-1}^2 = \phi_{21}(1)^2 \sigma_{y1}^2]$ , somada à variância do erro do período  $t+s$   $[-b_{21}^2 \varepsilon_{1t+s}^2 = \phi_{21}(0)^2]$ , sobre a variância total do erro de previsão da variável câmbio  $[\sigma_{y2}(1)^2]$ :

$$\begin{aligned} & -b_{21}^2 \varepsilon_{1t+s}^2 + (a_{21} - b_{21}a_{22})^2 \varepsilon_{1t+s-1}^2 + \varepsilon_{2t+s}^2 + a_{22}^2 \varepsilon_{2t+s-1}^2 \\ & = \phi_{21}(0)^2 \sigma_{y1}^2 + \phi_{21}(1)^2 \sigma_{y1}^2 + \phi_{22}(0)^2 \sigma_{y2}^2 + \phi_{22}(1)^2 \sigma_{y2}^2 \end{aligned}$$

## CAPÍTULO 3 O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: ANÁLISE DOS RESULTADOS EMPÍRICOS

O presente capítulo tem por objetivo analisar a validade ou não da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio (*flex-price*, *sticky-price* e modelo híbrido), expressa pela equação (1.31), para o caso brasileiro. No primeiro momento, serão utilizados instrumentos estatísticos e econométricos mais tradicionais (análise de regressão), e no segundo, a adoção de vetores auto-regressivos (*VAR*), além do teste de causalidade no sentido Granger.

O presente capítulo é dividido como a seguir. Na seção 3.1 há a sistematização de alguns resultados econométricos do modelo supracitado realizados por outros autores. Na 3.2 faz-se a análise empírica do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio para o Brasil, sendo dividida da seguinte forma: na subseção 3.2.1 faz-se uma análise de regressão, acompanhada de testes de inferência estatística; na 3.2.2 apresentam-se alguns resultados estatísticos de cada uma das séries consideradas individualmente; na 3.2.3 realiza-se o teste de estacionaridade *ADF* para as variáveis do modelo; na seção 3.2.4 analisam-se os resultados empíricos oriundos de instrumentos estatísticos da metodologia *VAR*: escolha das defasagens do *VAR*, teste de funções de impulso-resposta (*FIR*), teste de decomposição de variância do erro de previsão (*ADV*); e finalmente na seção 3.2.5 analisam-se os resultados do teste de causalidade de Granger (*TCG*).

### 3.1 Evidências Empíricas

Nesta seção, há a apresentação de alguns resultados econométricos acerca das abordagens monetária para a taxa de câmbio (*flex-price*, *sticky-price* e modelo híbrido).

Para se estimar a eficácia da abordagem *flex-price*, é preciso reescrever a equação (1.10) com um termo de erro (*e*):

$$s = \beta_0(m - m^*) + \beta_1(y - y^*) + \beta_2(i - i^*) + e.$$

Espera-se, então, que  $\beta_0 = 1$ ,  $\beta_1 < 0$  e  $\beta_2 > 0$ , para que a abordagem *flex-price* tenha validade, conforme a TAB. 1. Hodrick (1978) estimou os coeficientes da equação acima –embora com coeficientes separados para as variáveis domésticas e estrangeiras– para a taxa de câmbio dólar americano-marco alemão para o período de abril de 1973 a setembro de 1975, encontrando os seguintes resultados:

$$s = 1,52m - 1,39m^* - 2,23y + 0,073y^* + 2,53i + 1,93i^*$$

$(0,512)$      $(0,563)$      $(0,456)$      $(0,384)$      $(1,17)$      $(0,669)$

$$R^2 = 0,66$$

onde os desvios padrões estão entre parênteses. Tanto o fato de os coeficientes para moeda americana e alemã serem significativamente diferentes da unidade quanto o sinal da renda alemã contradizem o MMDTC. Outras estimativas, ao contrário, sedimentam a validade da abordagem *flex-price*, como as de Bilson (1978), para a taxa de câmbio alemão-dólar americano, e as de Putnam e Woodbury (1980), para a taxa libra inglesa-dólar americano, ambos para o final da década de 1970.<sup>39</sup>

As estimativas para a abordagem *sticky-price* são menos comuns, sendo restritas a alguns estudos, com os de Driskell e Sheffrin (1981) e Smith e Wickens (1990). Para o modelo híbrido, o próprio Frankel (1979) estima os coeficientes para a equação (1.31). Os testes foram realizados para a taxa de câmbio marco alemão-dólar americano, para o período de julho de 1974 a fevereiro de 1978, e espera-se que  $\beta_0 = 1$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_3 < 0$  e  $\beta_2 > 0$ , conforme a TAB. 1. Ademais, para que somente a abordagem *sticky-price* seja válida,  $\beta_3$  terá que ser igual a zero, e no caso para que se confirmasse somente a validade da *flex-price*,  $\beta_2$  é que teria que ser igual a zero. Os resultados encontrados foram os seguintes:

$$s = 1,39 + 0,97(m - m^*) - 0,52(y - y^*) + 29,40(\Delta p_t^e - \Delta p_t^{e*}) - 5,40[(i - \Delta p_t^e) - (i^* - \Delta p_t^{e*})]$$

$(0,12)$      $(0,21)$      $(0,22)$      $(3,33)$      $(2,04)$

$$R^2 = 0,91$$

onde os desvios padrões estão entre parênteses. O coeficiente para a oferta de moeda é estatisticamente diferente da unidade, além de o coeficiente do diferencial de renda, o de taxa de juros real (ambos negativos) e de inflação esperada (positivo) serem estatisticamente significativos e consistentes com o modelo híbrido. Portanto, pode-se dizer que tanto as abordagens *flex* e *sticky-price* apresentam alguma validade na

<sup>39</sup> Ver Hallwood & MacDonald, 2000, p. 198.

explicação do comportamento da taxa de câmbio, segundo o trabalho de Frankel (1979).<sup>40</sup>

Visto que os testes acima foram realizados para países desenvolvidos com câmbio flexível pós-1973, destaca-se o caso brasileiro, em que Rossi (1996) testa o MMDTC *flex-price* para a taxa de câmbio do Brasil, no período de janeiro de 1980 a junho de 1994. Usando a técnica de co-integração, este trabalho conclui que as condições da paridade do poder de compra e da paridade da taxa de juros descoberta não podem ser rejeitadas, usando tanto o Índice de Preço ao Atacado quanto o Índice de Preço ao Consumidor. Além disso, as restrições impostas aos coeficientes dos vetores de co-integração, seja no teste das condições da paridade do poder de compra e da paridade da taxa de juros descoberta, seja no próprio MMDTC, foram rejeitadas.<sup>41</sup>

Com base nos testes apresentados nesta seção, os distúrbios no mercado monetário mostram ter alguma influência sobre a taxa de câmbio, quando esta passa a flutuar na maioria dos países no pós-1973.

### 3.2 O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Análise dos Resultados Empíricos

Nesta seção, faz-se finalmente a análise empírica do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio para o Brasil, de janeiro de 1999 a novembro de 2003. As variáveis são transformadas em logaritmos naturais (com a exceção da variável juros e inflação), de maneira a facilitar o desenvolvimento do modelo. A taxa de câmbio, como já dito anteriormente, é definida como o preço de uma unidade de dólar em termos de real. É importante salientar que a variável produção industrial real é utilizada como *proxy* para o PIB (Produto Interno Bruto) real, devido a problemas de disponibilidade e/ou à confiabilidade de dados mensais para essa variável, seja para o Brasil, seja para os Estados Unidos. A quantidade de moeda é representada por M1 (papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista), para ambos os países.<sup>42</sup> Com relação à taxa de juros, foram usadas a taxa Selic, para o Brasil, e a Fed Funds, para os

<sup>40</sup> Ibidem, p. 200-201.

<sup>41</sup> Ver Rossi, 1996, p. 155-181.

<sup>42</sup> A escolha do agregado monetário M1 parecer ser um tanto arbitrário. Poder-se-ia utilizar o índice de Divisa, que pondera os ativos de acordo com a quantidade de serviço monetário neles contidos. Todavia, leva-se em consideração aqui que, em Rossi, 1996, o uso de tal índice não alterou significativamente os resultados.

Estados Unidos. Para os índices de preços, utilizam-se o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), para o Brasil, e o Consumer Price Index (CPI), para os Estados Unidos, e o Índice de Preço ao Atacado-Disponibilidade Interna (IPA-DI), para o Brasil, e o Producer Price Index (PPI), para os Estados Unidos.<sup>43</sup> Além disso, foram utilizados o índice de expectativa inflacionária do IPCA, para o Brasil, e o University of Michigan Inflation Expectation, para os Estados Unidos, de abril de 2000 a novembro de 2003. As séries temporais foram obtidas do Banco Central do Brasil, do Instituto de Pesquisas Econômicas e Aplicadas (IPEA) e da University of Michigan.

### 3.2.1 Resultados da Análise de Regressão

A regressão é feita tendo por base a equação (1.31), visto que contempla as três abordagens monetárias de determinação da taxa de câmbio (*flex-price*, *fix-price* e híbrido). Considerando o índice de preço ao consumidor para ambos os países (Brasil e EUA), os resultados da regressão foram os seguintes<sup>44</sup>:

$$s = -2,96 - 0,92(m_t - m_t^*) + 3,84(y_t - y_t^*) + 0,01(\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}) - 0,03[(i_t - \Delta p_{t+1}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*})]$$

$$t \quad -8,67 \quad -9,35 \quad 16,70 \quad 0,35 \quad -0,96$$

$$R^2 = 0,91 \quad DW = 1,28$$

Para o índice de preço ao atacado, os resultados foram

$$s = -2,89 - 0,89(m_t - m_t^*) + 3,97(y_t - y_t^*) - 0,002(\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}) - 0,01[(i_t - \Delta p_{t+1}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*})]$$

$$t \quad -8,07 \quad -8,59 \quad 17,52 \quad -0,08 \quad -0,42$$

$$R^2 = 0,91 \quad DW = 1,10$$

<sup>43</sup> A inclusão do índice de preço ao atacado se justifica pelo fato de que ele contenha uma parcela maior de bens comercializáveis (*tradeables*), o que dá suporte para sua utilização.

<sup>44</sup> Os valores de  $t$  foram obtidos considerando que a hipótese nula seja igual a zero ( $H_0 = 0$ ), isto é,

$$t = \frac{\beta_i - 0}{dp(\beta_i)},$$

onde  $dp$  é o desvio padrão do respectivo coeficiente. Considerando que a hipótese nula seja igual a um ( $H_0 = 1$ ), tem-se

$$t = \frac{\beta_i - 1}{dp(\beta_i)}.$$

E considerando os índices de expectativas inflacionárias, obtêm-se

$$s = -2,89 - 0,89(m_t - m_t^*) + 3,97(y_t - y_t^*) - 0,002(\Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}) - 0,01[(i_t - \Delta p_{t+1}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*})]$$

$$t \quad -8,06 \quad -8,55 \quad \quad \quad 7,03 \quad \quad \quad 1,60 \quad \quad \quad 1,41$$

$$R^2 = 0,91 \quad DW = 1,10$$

Os coeficientes de diferencial de moeda, para qualquer índice de preço considerado, além de serem significativamente negativos, não são estatisticamente iguais à unidade. Percebe-se que os coeficientes de diferencial de produto industrial, para qualquer índice de preço utilizado, são (estatisticamente) positivos, além de serem significativamente diferentes de zero. Esses resultados invalidam, assim, o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio no que se refere a diferencial de moeda e a produto.

Percebe-se que os coeficientes de diferencial de preço, tanto para índice de preço ao consumidor quanto para o de expectativas inflacionárias, são positivos, embora não significativos, e não são estatisticamente diferentes de zero, o que valida a versão *sticky-price* para a taxa de câmbio. Com relação ao índice de preço ao atacado, o coeficiente é negativo e não significativo, além de não ser estatisticamente diferente de zero.

Para o diferencial de taxa real de juros, considerando o índice de preço ao consumidor ou o índice de preço ao atacado, os coeficientes são negativos, embora não significativos, invalidando a possibilidade de *overshooting* da taxa de câmbio no curto prazo. Para o índice de expectativas inflacionárias, o coeficiente estimado é positivo, além de não ser estatisticamente diferente de zero.

Para finalizar, as estatísticas de Durbin-Watson são baixas, denotando que existe autocorrelação serial dos resíduos, violando uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear. Ademais, conquanto os coeficientes de determinação sejam altos, mostrando um alto poder explicativo das variáveis independentes, os resultados de parte dos sinais das variáveis não conseguiram validar o MMDTC.

A análise de regressão, sem testar a estacionaridade das séries, pode não dar resultados confiáveis, o que sugere a utilização de outros instrumentos econométricos, como a metodologia *VAR* e seus instrumentos, que ocuparão as próximas subseções.

### 3.2.2 Análise dos Resultados Estatísticos Preliminares

Os resultados dos apêndices 5 e 6 permitem que se faça uma análise do comportamento das séries do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio no tempo, através de instrumentos estatísticos como gráficos, correlogramas e coeficientes de variação.

Nas figuras do apêndice 6, percebe-se que as séries taxa de câmbio, diferenciais de moeda, de produto industrial, de índice de preço ao consumidor, de índice de expectativas inflacionárias e de taxa de juros real esperada têm comportamentos que parecem ser guiados por tendência em nível. Passando de uma análise mais visual para uma mais formal, percebe-se que os correlogramas destas variáveis apresentam coeficientes das funções de autocorrelação (notadamente quando se consideram as *ACF's*) significativos (a 5%) e persistentes no tempo para as variáveis câmbio, diferenciais de produto e de taxa de juros real esperada. Todavia, quando são feitas as primeiras diferenças dessas séries, tanto os gráficos quanto os correlogramas indicam uma certa regularidade no tempo, sugerindo a estacionaridade dessas variáveis.

A partir da análise dos correlogramas e gráficos, as variáveis câmbio, diferenciais de produto e de taxa de juros real esperada, quando em primeira diferença, não apresentam uma tendência no tempo. Todavia, os coeficientes de variação, apresentados no apêndice 5, indicam que a dispersão (desvio-padrão) dos dados em relação às suas respectivas médias aumenta para as séries em primeira diferença.

Diante de resultados tão conflitantes, na próxima subseção apresentam-se os resultados do teste de raiz unitária, que, por razões já expostas, dá resultados mais precisos.

### 3.2.3 Teste de Raiz Unitária

Como os dados estão em bases mensais, o teste de ADF se inicia com defasagem igual a 13 ( $n+1$ ), além de incluir ora intercepto, ora tendência temporal, ora ambos, dependendo da significância de cada um desses termos.

Nota-se na TAB. A7.1, constante do apêndice 7, que a variável câmbio –confirmando sua volatilidade patente após a maxidesvalorização em janeiro de 1999–, diferencial de moeda e diferencial de taxa de juros real, utilizando o índice de

expectativas inflacionárias, têm ordem de integração igual a um,  $I(1)$ , ou seja, são estacionárias em primeira diferença

As variáveis diferencial de produto industrial e diferencial de inflação, para qualquer índice considerado, são estacionárias em nível, isto é, são  $I(0)$ . Com relação aos diferenciais de taxa de juros real, tanto a que considera o índice de preço ao consumidor, quanto a que utiliza o índice de preço ao atacado, mostram-se também estacionárias em nível, conforme a TAB. A7.1.

Por razões já abordadas, os resultados dos testes de raiz unitária é que servirão de base para a estimação do VAR das variáveis do MMDTC.

### 3.2.4 Análise dos Resultados das Estatísticas VAR

Antes de se proceder à análise dos resultados oriundos de função de impulso-resposta e de decomposição de variância, é preciso que se faça a escolha da ordem dos VAR's do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Em outras palavras, a defasagem  $p$  selecionada do VAR deve ser aquela que espelhe o verdadeiro processo gerador dos dados. Nas TAB. A8.1 a A8.3, apresentam-se os resultados para o MMDTC com base nos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwartz Bayesian (SBC). Percebe-se que, para os três modelos –o que considera o índice de preço ao consumidor, o ao atacado e o de expectativas inflacionárias, respectivamente–, a redução das defasagens de cinco até um reduz o valor de ambos os critérios de informação, o que sugere a escolha do VAR(1).

#### 3.2.4.1 Análise dos Resultados de Funções Impulso-Resposta

Uma função impulso-resposta, como já abordado anteriormente, mostra o efeito de um choque (inovação) presente de uma variável sobre os valores presentes e futuros das demais variáveis do VAR. A magnitude dessa inovação é dada pelo desvio-padrão de cada regressão do sistema, que constam das TAB. A9.1 a A9.3, em que são apresentadas a matriz de variância-covariância para os três VAR's do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Nas FIG. A9.4 a A9.6, mostram-se os resultados das funções impulso-resposta para os três índices de preço considerados: índice de preço ao consumidor, ao atacado e de expectativas inflacionárias, respectivamente.

Como já visto anteriormente, o elo que liga as perturbações nos fundamentos monetários à variação da taxa de câmbio é o índice de preço, de acordo com a teoria da paridade do poder de compra. Nesse sentido, convém analisar primeiramente como reage o índice de preço a inovações no mercado monetário. O diferencial de índice de preço (DINFIPC e DINFIPA) responde positivamente (exceto quando se considera o índice de expectativas inflacionárias, que reage negativamente e se alterna posteriormente) a um choque na variação do diferencial de moeda (DDIFLM). Percebe-se que o efeito sobre os preços é instantâneo, o que ratifica a abordagem *flex-price*. Entretanto, ao contrário do que defende o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, a expansão monetária não esperada pelos agentes econômicos tem efeitos de curto prazo sobre o índice de preço. Como mostram as figuras supracitadas, o choque começa a se dissipar a partir do segundo (quando se considera o índice de preço ao atacado) e terceiro meses (considerando o índice de preço ao consumidor). Observa-se também que o índice de preço reage positivamente a uma inovação no diferencial de produto industrial (DPROD), o que, além de não ter efeitos permanentes sobre a variação da taxa câmbio, contraria o MMDTC.

Uma inovação na variação do diferencial de moeda (DDIFLM) afeta positivamente a variação da taxa de câmbio (DLE) no período subsequente ao choque, ao contrário do que mostra a análise de regressão. Todavia, além de o sinal do efeito dessa inovação se alternar posteriormente, ela (a inovação) se dissipa ao longo do tempo. Já que a expansão monetária tem efeitos positivos sobre a taxa de câmbio, pode-se deduzir que a teoria da paridade do poder de compra se faz valer pelo menos no curto prazo. Todavia, uma inovação no diferencial de índice de inflação (DINFIPC, DINFIPA e DEXPIPC) tem efeitos negativos sobre a variação do câmbio, além de se arrefecer ao longo do tempo. É importante lembrar que a análise de regressão neste último (caso) apresenta uma relação positiva entre diferencial de índice de preço e câmbio (exceto quando se utiliza o índice de expectativas inflacionárias). Confirmando o efeito da produção sobre os preços, a variação da taxa de câmbio responde positivamente – como na análise de regressão – a um choque do diferencial de produto industrial (DPROD), tendendo a zero nos períodos seguintes. Como se pode observar das FIG. A9.4 a A9.6, não há diferenças na direção dos impactos entre os diferenciais de índices de preços utilizados nas estimativas com relação às variáveis citadas acima (DINFIPC, DINFIPA e DEXPIPC).

Analisando as FIG. A9.4, A9.5 e A9.6, os resultados para os diferenciais de taxa de juros real DTJRIPC e DTJRIPA (isto é, tanto para índice de preço ao consumidor quanto para ao atacado, respectivamente) ratificam a possibilidade de ultrapassagem (o *overshooting*) da taxa de câmbio no curto prazo, como também relata a análise de regressão. Inicialmente, uma inovação no diferencial da variação de oferta de moeda afeta instantaneamente o diferencial de índice de preço para cima, confirmando a abordagem *flex-price*. Entrementes, a magnitude da elevação do índice de preço parece não ser suficiente para equilibrar o mercado monetário, após uma expansão monetária doméstica. Isso porque a resposta negativa do diferencial de taxa de juros real a uma inovação no diferencial de moeda parece ter sido complementada por uma redução (implícita) da taxa de juros nominal. Essa conclusão se assenta simplesmente no fato de que a variação da taxa de câmbio responde negativamente a um choque no diferencial de taxa de juros real –configurando o *overshooting*–, o que é possível com uma redução da taxa de juros nominal, segundo o MMDTC.

Conforme as figuras do apêndice 9, a ultrapassagem ocorre com um mês de defasagem, dissipando-se nos períodos seguintes, corroborando a abordagem *sticky-price*. Isso se deve ao fato de que a provável redução na taxa de juros nominal doméstica afeta positivamente –já que na FIG. A9.4, pode-se observar que uma inovação em DTJRIPC não provoca impulso em DPROD– o diferencial de produto industrial. Com o aquecimento da produção industrial, o diferencial de inflação reage positivamente à inovação no diferencial de produto, o que por conseguinte eleva a taxa de juros nominal. Logo, há a redução da expectativa de apreciação cambial, arrefecendo o *overshooting*.

Como já abordado anteriormente, uma relação entre a expansão monetária e a produção é algo inexistente, mesmo no curto prazo, em quaisquer dos modelos apresentados no capítulo 1. Todavia, nos resultados das funções impulso-resposta, percebe-se que há uma reação positiva do diferencial de produto industrial a uma inovação na variação do diferencial de moeda (mesmo que a conseqüente variação positiva de DLE, e assim da taxa de câmbio real, não provoque um impulso no DPROD), o que poderia provocar um *undershooting* da variação da taxa de câmbio no curto prazo. Entretanto, nota-se que o diferencial de taxa de juros real responde negativamente a um choque no diferencial de produto industrial. Dito de outra forma, a semi-elasticidade da taxa de juros nominal com relação ao produto, igualmente com

relação à oferta monetária, é negativa. Por conseguinte, houve o já relatado *overshooting* da variação da taxa de câmbio (exceto quando se considera o índice de expectativas inflacionárias, em que há uma reação negativa de DLE muito modesta a uma inovação em DDTJREXP).

### 3.2.4.2 Análise dos Resultados de Decomposição de Variância

Como a estatística de decomposição de variância mostra a participação relativa do somatório do erro de previsão de uma variável no somatório das variâncias dos erros de previsão de todas as variáveis do VAR, convém atentar para as análises da subseção anterior. Nas TAB. A10.1, A10.2 e A10.3, apresentam-se os resultados da análise de decomposição de variância para os três índices de preço considerados: índice de preço ao consumidor, ao atacado e de expectativas inflacionárias, respectivamente.

A variância no erro de previsão do diferencial da variação de moeda explica de 1% a quase 5% da variância do erro de previsão do diferencial de índice de preço já nos primeiros meses, confirmando a flexibilidade de preços mesmo no curto prazo. Também se mostrando sensível ao índice de preço utilizado, a variância do diferencial de produto industrial corresponde de 1% a 8% da variância do diferencial de índice de preço, após decorridos 10 meses à inovação.

A participação relativa da variância do diferencial da taxa de crescimento monetário, depois de dez meses, é de até 2,65% da decomposição da variação da taxa de câmbio. Com relação ao diferencial de produto industrial, a participação na variação da taxa de câmbio é menor ainda (não alcançando 0,5%) que a do DDIFLM. A maior participação em relação às outras variáveis do VAR é o diferencial de inflação, quando se considera o índice de preço ao consumidor, que após 10 meses contribui com 8,5% para DLE. Entretanto, deve-se ressaltar que a função de impulso-resposta apontou efeitos negativos de DINIPC sobre a variação do câmbio, negando a teoria da paridade do poder de compra e, por conseguinte, o MMDTC. Vale assinalar também a participação do diferencial de inflação de até 5% na variação do diferencial de moeda, o que pode denotar que o equilíbrio no mercado monetário estaria sendo mantido.

Percebe-se que a participação da variação do diferencial de moeda no diferencial de taxa de juros real é de até quase 5%, quando se consideram os índices de preço ao consumidor e ao atacado, e de 13% para o índice de expectativas inflacionárias. Mas

somente a participação do diferencial de taxa de juros real para o índice de preço ao consumidor na variação da taxa de câmbio (2,5% depois de 10 meses) confirma a possibilidade de *overshooting* da variação da taxa de câmbio no curto prazo, de acordo com as TAB. A10.1 a A10.3. É interessante assinalar que os choques na variação do diferencial de moeda não explicam (implicitamente) somente a redução da taxa de juros nominal –o que redundou no *overshooting*–, mas também quase 5%, depois de dez meses, da variância do diferencial de preço ao consumidor, invalidando a rigidez de preço no curto prazo, preconizado pela abordagem *sticky-price*.

A variância no erro de previsão do diferencial da variação de moeda explica em até 11% a variância no erro de previsão do diferencial de produto industrial, denotando novamente que a economia real responde, no curto prazo, a estímulos monetários. Por conseguinte, a participação do diferencial de produto industrial no diferencial de inflação, quando se considera o índice de preço ao consumidor, é de 8%. Esses dois eventos poderiam caracterizar um *undershooting* da variação da taxa de câmbio no curto prazo, já nos primeiros meses, confirmando a flexibilidade de preços mesmo no curto prazo. Todavia, como já exposto, o que ocorre é o *overshooting* da taxa de câmbio.

Fica claro dos resultados que uma substantiva participação da variação na taxa de câmbio na variação do diferencial de moeda (55%) é de quase 8% no diferencial de inflação, quando se considera o índice de preço ao atacado. Isso pode ser justificado pelo fato de o índice de preço ao atacado conter uma parcela maior de bens comercializáveis em sua composição, o que gera um *passthrough*.

### 3.2.5 Análise dos Resultados do Teste de Causalidade de Granger

Finalmente, nesta subseção, é feita a análise de que se uma variável do VAR, com  $p$  defasagens, causa Granger (ou seja, se ajuda a prever) outra variável do VAR. Em outras palavras, verifica-se, através do teste de  $F$ , se se rejeita ou não a hipótese nula de que o(s) coeficiente(s) da(s) variante(s) defasada(s) é(são) significativamente igual(iguais) a zero. Nas TAB. A11.1 a A11.4, apresentam-se os resultados para os três VAR's considerados: o índice de preço ao consumidor, o ao atacado e o de expectativas inflacionárias.

Os resultados para o índice de preço ao consumidor se mostraram sensíveis à mudança da defasagem dois para um. O VAR com duas defasagens mostra que a

variação no diferencial de moeda afeta no sentido Granger tanto o diferencial de preço ao consumidor quanto o diferencial de taxa de juros real –denotando que poderia *a priori* haver o *overshooting*–, o que não ocorre com o VAR com uma defasagem. Além disso, ocorre um *passthrough*, já que é significativa a causalidade entre a variação na taxa de câmbio e o diferencial de inflação. Ao contrário do que aponta o VAR com duas defasagens, o com uma mostra que a causalidade entre o diferencial de preço ao consumidor e a variação na taxa de câmbio é significativa. É preciso lembrar, entretanto, que essa causalidade é negativa, como apontam as funções impulso-resposta, o que trilha em sentido diametralmente oposto ao modelo monetário de determinação da taxa de câmbio.

Quando se considera o índice de preço ao atacado, percebe-se que, dos fundamentos monetários, somente a variação do diferencial de moeda causa no sentido Granger o diferencial de inflação. Todavia, este último não afeta significativamente a variação na taxa de câmbio, contradizendo a teoria da paridade do poder de compra e o MMDTC. O mesmo ocorre com o diferencial de taxa de juros real, que é afetado significativamente por DDIFLM, mas não causa no sentido Granger DLE, não confirmando o *overshooting*. Os resultados do teste de causalidade de Granger confirmam os já apontados pelas funções impulso-resposta e pela análise de decomposição de variância: a causalidade significativa entre a variação da taxa de câmbio e o diferencial de índice de preço ao atacado, o que mostra um *passthrough*. Este último (resultado) pode explicar o de que DLE afeta no sentido Granger o diferencial de taxa de juros real, quando se considera o índice de preço ao atacado. Isso porque o *passthrough* citado anteriormente, ao elevar o diferencial de preço, reduz a taxa de juros real. É importante assinalar que isso é algo confirmado pela função impulso-resposta, que mostra a reação negativa do diferencial de taxa de juros real à variação na taxa de câmbio. Conquanto os resultados apontem que DLE causa no sentido Granger o DTJRIPC, a função impulso-resposta mostra uma resposta positiva desta última à primeira.

Quando se utiliza o modelo com expectativas inflacionárias (Brasil e EUA), não se rejeita a hipótese nula de não-causalidade para todas as variáveis consideradas duas a duas, indicando a inexistência de causalidade no sentido Granger.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Da análise do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, fica claro que a utilização do índice de expectativas inflacionárias não contribuiu para sua validação, haja vista os resultados do teste de causalidade de Granger, que não rejeitou a hipótese nula de não-causalidade. Já, ao se transitar da análise de regressão para a do  $VAR(1)$  –em que as variáveis câmbio, diferenciais de moeda e de taxa de juros real com expectativas inflacionárias estão em primeira diferença–, o diferencial de moeda passa a afetar positivamente a taxa de câmbio.

A partir da análise dos resultados das funções impulso-resposta, nota-se que a economia, quando submetida a choques monetários e de diferencial de crescimento do produto industrial, exerce elevação da taxa de inflação no curto prazo, o que de alguma maneira indica a validade da abordagem *flex-price* –já que afeta o nível de preços, o que é considerado no modelo original. Todavia, a relação direta observada entre a variação do diferencial de moeda e a variação na taxa de câmbio não se dá através da inflação, visto que os resultados apontam uma reação inversa do câmbio a um choque no diferencial de preços, o que invalida a hipótese de teoria da paridade do poder de compra. Ademais, com a utilização da metodologia  $VAR$ , há a necessidade de que as variáveis sejam estacionárias. Os resultados mostram que a taxa de câmbio é estacionária somente em primeira diferença. Utilizando essa variável em primeira diferença, as perturbações no diferencial de crescimento monetário não têm efeitos permanentes sobre a variação na taxa de câmbio, nem sobre o diferencial de inflação. Tais resultados, somados à ausência de causalidade de Granger, não fornecem suporte empírico para a validação do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio para o período de flexibilidade cambial na economia brasileira.

Os resultados mostram que, após uma expansão inesperada da oferta de moeda, a conseqüente elevação da taxa de inflação é complementada com a redução implícita da taxa de juros nominal, para que se equilibre o mercado monetário. Com isso, a taxa de câmbio responde positivamente a uma redução na taxa de juros real doméstica, dando assim possibilidade para a ocorrência do chamado *overshooting* cambial. Uma análise interessante é a violação da hipótese de rigidez do produto a estímulos monetários, o que poderia redundar num *undershooting*. Entrementes, as estatísticas deixam claro que,

ao contrário do que reza o MMDTC, o diferencial de taxa de juros real responde negativamente a uma inovação no diferencial de produto industrial, contribuindo ainda mais para o *overshooting*. É preciso assinalar, todavia, que tal possibilidade não é corroborada pelo teste de causalidade Granger, na medida em que não se rejeita a hipótese nula de que mudanças no diferencial de taxa de juros real não causa (sentido Granger) uma variação na taxa de câmbio.

Em suma, a utilização da metodologia *VAR* não ajuda a validar o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio para o caso brasileiro no período pós-flexibilização cambial. A soma das variâncias dos erros dos fundamentos monetários, que pouco explicam a variância total do erro na taxa de câmbio, sugere que há outras variantes explicadoras não contempladas pelo modelo aqui presente. Por fim, a curiosa causalidade negativa entre o diferencial de preço ao consumidor e a variação da taxa de câmbio e os efeitos de curto prazo de choques no diferencial de crescimento monetário sobre os índices de preços e o câmbio sugerem uma dificuldade de adequação empírica do MMDTC para o Brasil no período pós-janeiro de 1999. Algumas das limitações (inadequações) empíricas do MMDTC para a economia brasileira no período em questão podem estar atreladas a problemas com a utilização do índice de produção industrial ao invés do PIB, em função da disponibilidade dos dados em frequência mensal, ou mesmo devido às variáveis expectativas (tanto para Brasil como para os EUA), que são de difícil mensuração.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 1 BARLET, M. S. "On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series". In: *Journal of the Royal Statistical Society, B*, v. 27, p. 27-41, 1946.
- 2 BALASSA, B. "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal". In: *Journal of Political Economy*, 72, 1964.
- 3 BILSON, J. F. O. "Rational Expectations and the Exchange Rate". In: JOHNSON, H. G.; FRENKEL, J. A. (Ed.). *The Economics of Exchange Rates*. Reading, MA. Addison-Wesley, 1978.
- 4 CARMO, H. C. E.; SARTORIS, A.; BRAGA, M. B. "Modelo de Regressão Linear Geral". In: SARTORIS et al. (Org.). *Manual de Econometria: Nível Intermediário*. São Paulo: Atlas, 2000.
- 5 DICKEY, D.; FULLER, W. A. "Distribution of the Estimates fo Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-31, 1979.
- 6 \_\_\_\_\_ . "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". In: *Econometrica*, 49, 1981.
- 7 DICKEY, D.; PANTULA, S. "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes". In: *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 1987.
- 8 DORNBUSCH, R "Expectations and Exchange Rate Dynamics". In: *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago, 1976.
- 9 DRISKELL, R. L.; SHEFFRIN, S. M. "On the Mark: Comment". In: *American Economic Review*, 71, 1981.
- 10 ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- 11 FRANKEL, J. A. "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differences". In: *American Economic Review*, 69, p. 610-622, 1979.
- 12 FRENKEL, J. A.; JOHNSON, H. G. (Ed.). *The Monetary Approach to the Balance of Payments*. Londres: Allen and Unwin, 1976.
- 13 GRANGER, C.; NEWBOLD, P. "Spurious Regressions in Econometrics". In: *Journal of Econometrics*, 2, p. 111-20, 1974.
- 14 GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.

- 15 HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- 16 HALLWOOD, C. P.; MACDONALD, R. *International Money and Finance*. Massachusetts: Blackwell Publishers, 2000.
- 17 HODRIK, R. J. *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Markets*. London: Harwood, 1978.
- 18 HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 2000.
- 19 HUME, D. "Of the Balance of Trade". In: *Essays Moral, Political and Literary*, 1753.
- 20 MACKINNON, J. G. "Critical Values of Cointegration Tests". In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Org.). *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. New York: Oxford University Press, p. 267-276, 1991.
- 21 MUSSA, M. "The Theory of Exchange Rate Determination". In: BILSON, J. F. O.; MARTSON, R. C. (Ed.). *Exchange Rate Theory and Practice*. Chicago: The University of Chicago Press, 1984.
- 22 POLAK, J. J. "Monetary Analysis of Income Formation". In: International Monetary Fund Staff Papers, 1957.
- 23 PUTNAM, B. H.; WOODBURY, J. R. "Exchange Rate Stability and Monetary Policy". In: *Review of Business and Economic Research*, 22, 1980.
- 24 RIVERA-BATIZ, F. L.; RIVERA-BATIZ, L. *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. New York: Macmillan Publishing Company, 1985.
- 25 ROSSI, J. W. "O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil". In: *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2, p. 155-182.
- 26 SAID, S.; DICKEY, D. "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models with Unknown Order". In: *Biometrika*, 1984.
- 27 SMITH, P.; WICKENS, M. "Assessing Monetary Shocks and Exchange Rate Variability with a Stylised Econometric Model of the UK". In: COURAKIS, A. S.; TAYLOR, M. P. (Ed.). *Private Behavior and Government Policy in Interdependent Economies*. New York: Oxford University Press, 1990.
- 28 STOCK, J. H.; WATSON, M. W. "Vector Autoregressions". In: *Journal of Economics Perspectives Symposium on Econometric Tools*, 2001.

## APÊNDICES

### Apêndice 1

Considerando que  $\dot{p} = dp/dt$ , a equação (1.22) poderá ser reescrita da seguinte forma:

$$dp/dt + \nu p = \nu \bar{p}, \quad (\text{A1.1})$$

e o lado esquerdo de (A1.1) pode ser reescrito como

$$\frac{1}{p} \frac{dp}{dt} = -\nu. \quad (\text{A1.2})$$

Para se obter a equação que mostre a trajetória do preço no tempo, é preciso que se integre a equação diferencial (A1.2), o que leva à sua função primitiva:

$$\int \frac{dp}{p} dt = \int -\nu dt. \quad (\text{A1.3})$$

Pelas regras logarítmica e de substituição, o lado esquerdo de (A1.3) pode ser expresso da seguinte forma:

$$\int \frac{dp}{p} = \int -\nu dt. \quad (\text{A1.4})$$

A solução de (A1.4) é dada, então, por

$$\ln |p| + c_1 = -\nu t + c_2. \quad (\text{A1.5})$$

Combinando as constantes  $c_1$  e  $c_2$ , obtém-se

$$\ln |p| = -\nu t + c. \quad (\text{A1.6})$$

Fazendo com que os dois lados de (A1.6) sirva como expoente de  $e$ , tem-se

$$\exp(\ln |p|) = \exp(-\nu t + c), \quad (\text{A1.7})$$

que pode ser reescrita da seguinte forma:

$$p_c = p = \exp(-\nu t) \exp(c) = A \exp(-\nu t), \quad (\text{A1.8})$$

onde  $p_c$  é a chamada “solução homogênea” para  $p$ ,  $A \equiv \exp(c)$  e  $p$  é, obviamente, positivo.

Se tentarmos uma solução para (A1.1) do tipo  $p = k$ , teremos  $dp/dt = 0$ , o que leva a

$$vp = v\bar{p}, \quad (\text{A1.9})$$

ou

$$p_p = \bar{p}, \quad (\text{A1.10})$$

onde  $p_p$  é a chamada "integral particular".

Somando a função complementar com a integral particular, obtém-se a solução geral para a equação (A1.1):

$$p(t) = A \exp(-vt) + \bar{p}. \quad (\text{A1.11})$$

Assumindo que  $t = 0$ , a equação (A1.11) será

$$A = p(0) - \bar{p}, \quad (\text{A1.12})$$

e, assim, pode-se reescrever (A1.11) como

$$p(t) = \bar{p} + (p_0 - \bar{p}) \exp(-vt), \quad (\text{A1.13})$$

que é exatamente a equação (1.22).

## Apêndice 2

Uma maneira de solucionar uma equação em diferença estocástica é usar o “método de iteração”. Partindo de  $t = 1$ , tem-se

$$y_1 = b_0 + b_1 y_0 + e_1.$$

Para  $t = 2$ , obtém-se

$$\begin{aligned} y_2 &= b_0 + b_1 y_1 + e_2 \\ y_2 &= b_0 + b_1(b_0 + b_1 y_0 + e_1) + e_2 \\ y_2 &= b_0 + b_0 b_1 + (b_1)^2 y_0 + b_1 e_1 + e_2 \end{aligned}$$

Da mesma forma, para  $t = 3$ , tem-se

$$\begin{aligned} y_3 &= b_0 + b_1 y_2 + e_3 \\ y_3 &= b_0 + b_1 [b_0 + b_0 b_1 + (b_1)^2 y_0 + b_1 e_1 + e_2] + e_3 \\ y_3 &= b_0 [1 + b_1 + (b_1)^2] + (b_1)^3 y_0 + (b_1)^2 e_1 + b_1 e_2 + e_3 \end{aligned}$$

Quando  $t \rightarrow \infty$ , o processo iterativo em (2.3) resulta em

$$\begin{aligned} y_t &= b_0 \sum_{s=0}^{t-1} b_1^s + b_1^t y_0 + \sum_{s=0}^{t-1} b_1^s e_{t-s} \\ y_t &= b_0 / (1 - b_1) + b_1^t y_0 + \sum_{s=0}^{t-1} b_1^s e_{t-s} \end{aligned} \quad (\text{A2.1})$$

Pode-se obter a mesma solução particular determinística se se “tentar” uma solução do tipo  $y_t = k$ , isto é, que  $y_t$  tenha um valor constante (uma média incondicional) no tempo. Logo, substituindo  $y_t = k$  em (2.2), tem-se

$$\begin{aligned} k &= b_0 + b_1 k + e_t \\ k &= b_0 / (1 - b_1) + e_t / (1 - b_1) \end{aligned}$$

que é condizente com a solução particular contida em (2.3). Todavia, se  $b_1 = 1$ , a solução particular acima não será definida, o que sugere, por exemplo, uma tentativa do tipo  $y_t = kt$ , configurando um equilíbrio móvel.

Para a solução homogênea, também se pode tentar um tipo de solução como  $y_t = Ab^t$ . Fazendo  $b_0 = e_t = 0$  e substituindo  $y_t = Ab^t$  em (2.2), obtém-se

$$Ab^t = b_1 Ab^{t-1},$$

que, dividida por  $Ab^{t-1}$ , gera

$$b = b_1.$$

Logo, a solução tentativa poderá ser reescrita como

$$y_t = Ab_1^t.$$

Sendo assim, (A2.1) pode ser reescrita como

$$y_t = b_0 / (1 - b_1) + Ab_1^t + e_t / (1 - b_1). \quad (\text{A2.1a})$$

Entretanto, falta definir a constante arbitrária  $A$ . Considerando que  $t = 0$ , tem-se

$$\begin{aligned} y_0 &= b_0 / (1 - b_1) + A + e_0 / (1 - b_1) \\ A &= y_0 - b_0 / (1 - b_1) - e_0 / (1 - b_1) \end{aligned}$$

que, substituída em (A2.1a), gerará finalmente a solução geral para (2.2):

$$y_t = b_0 / (1 - b_1) + [y_0 - b_0 / (1 - b_1) - e_0 / (1 - b_1)]b_1^t + e_t / (1 - b_1). \quad (\text{A2.1b})$$

Se  $b_1^t < |1|$ , a solução homogênea tende a zero no longo prazo, fazendo com que a solução geral se resuma à solução particular.

### Apêndice 3

Da mesma maneira que se utilizou o método iterativo para solucionar uma equação em diferença linear estocástica, o mesmo pode ser feito para um sistema linear de equações em diferenças estocástico, como aquele expresso por (2.22). Partindo de  $t = 1$ , tem-se

$$y_1 = A_0 + A_1 y_0 + e_1.$$

para  $t = 2$ ,

$$\begin{aligned} y_2 &= A_0 + A_1 y_1 + e_2 \\ y_2 &= A_0 + A_1 (A_0 + A_1 y_0 + e_1) + e_2, \\ y_2 &= (I + A_1) A_0 + A_1^2 y_0 + A_1 e_1 + e_2 \end{aligned}$$

onde  $I \times I = 2 \times 2$  e  $I \times A_0 = A_0$ . Depois de  $n$  iterações, a solução geral para (2.22) é dada por

$$\begin{aligned} y_t &= (I + A_1 + \dots + A_1^n) A_0 + \sum_{s=0}^n A_1^s e_{t-s} + A_1^t y_{t-t} \\ y_t &= A_0 / (I - A_1) + \sum_{s=0}^n A_1^s e_{t-s} + A_1^t y_{t-t} \\ y_t &= (I - A_1)^{-1} A_0 + \sum_{s=0}^n A_1^s e_{t-s} + A_1^t y_{t-t} \end{aligned} \quad (A3.1)$$

Se  $(I - A_1)^{-1}$  existir, a solução particular determinística será expressa por

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \frac{I}{|I - A_1|} \begin{bmatrix} (I - a_{22}) & a_{12} \\ a_{21} & (I - a_{11}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix},$$

onde  $|I - A_1| = (I - a_{11})(I - a_{22}) - a_{12}a_{21}$ .

Passando às soluções homogêneas, podem-se tentar as soluções  $y_1 = mb^t$  e  $y_2 = nb^t$ . Primeiramente, devem-se reescrever, em notação matricial, (2.23) e (2.24) na forma homogênea como

$$\begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}.$$

Substituindo as soluções-tentativa no sistema acima, obtém-se

$$I \begin{bmatrix} m \\ n \end{bmatrix} b^t - A_j \begin{bmatrix} m \\ n \end{bmatrix} b^t = 0,$$

que, pré-multiplicada pelo escalar  $b^{-t+1}$ , resulta em

$$(bI + A_j) \begin{bmatrix} m \\ n \end{bmatrix} = 0.$$

Para se evitarem soluções triviais para o sistema acima, é preciso que

$$|bI + A_j| = 0,$$

o que gerará

$$\begin{vmatrix} b + a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & b + a_{22} \end{vmatrix} = b^2 + (a_{11} + a_{22})b + a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21} = 0.$$

A solução da equação quadrática acima dá as raízes características, sejam reais e distintas, sejam reais repetidas, sejam imaginárias. Uma vez definida a variável  $b$ , podem-se encontrar os valores correspondentes de  $m$  e  $n$ . Entretanto, há um número infinito de soluções para estes últimos, visto que o sistema é homogêneo. Entretanto, pode-se considerar, entre as infinitas possibilidades, que  $m = bn$ , o que permite, finalmente, obter a solução homogênea para (2.23) e (2.24):

$$\begin{aligned} y_{1t} &= mr^t \\ y_{2t} &= nr^t \end{aligned}$$

A solução geral do sistema expresso por (2.23) e (2.24) será então

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} - \\ y_1 \\ - \\ y_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} mr^t \\ nr^t \end{bmatrix} + \sum_{s=0}^n \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^s \begin{bmatrix} e_{1t-s} \\ e_{2t-s} \end{bmatrix}. \quad (\text{A3.1})$$

Se  $|r^t| < 1$ , a solução homogênea tende a zero no longo prazo, fazendo com que a solução geral se resuma à solução particular, indicando a estacionaridade desse sistema, ou seja, desse VAR.

## Apêndice 4

**TABELA A4.1**  
Nomenclatura das Variáveis

Variável	Denominação
DLE	taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) em primeira diferença
DDIFLM	diferencial do log de M1 em primeira diferença
DPROD	diferencial de produto industrial
DINFIPC	diferencial de inflação considerando o índice de preço ao consumidor
DINFIPA	diferencial de inflação considerando o índice de preço ao atacado
DEXPIPC	diferencial de índice de preço ao consumidor considerando o índice de expectativas inflacionárias
DTJRIPC	diferencial de taxa de juros real considerando o índice de preço ao consumidor
DTJRIPA	diferencial de taxa de juros real considerando o índice de preço ao atacado
DDTJREXP	diferencial de taxa de juros real considerando o índice de preço ao consumidor com expectativas inflacionárias em primeira diferença

Fonte: As séries temporais foram obtidas do Banco Central do Brasil, do Instituto de Pesquisas Econômicas e Aplicadas (IPEA) e da University of Michigan.

Nota: as variáveis para cada país foram, primeiramente, transformadas em logaritmo natural, exceto as de índice de inflação e de taxa de juros, que não sofreram nenhuma transformação antes ou depois de se fazer o diferencial.

## Apêndice 5

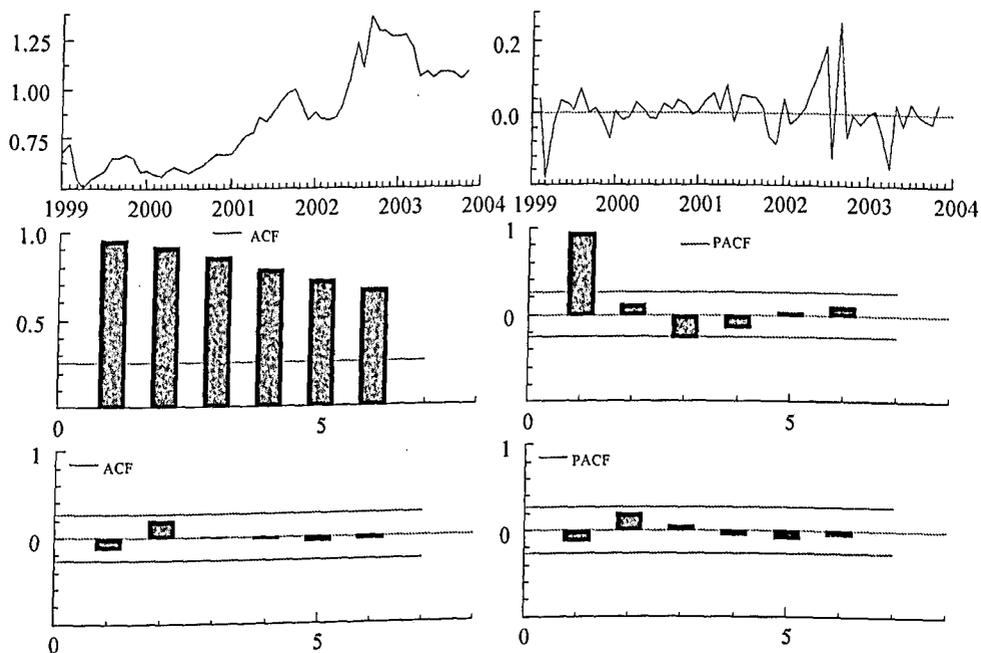
TABELA A5.1

Estatísticas Preliminares das Séries Temporais

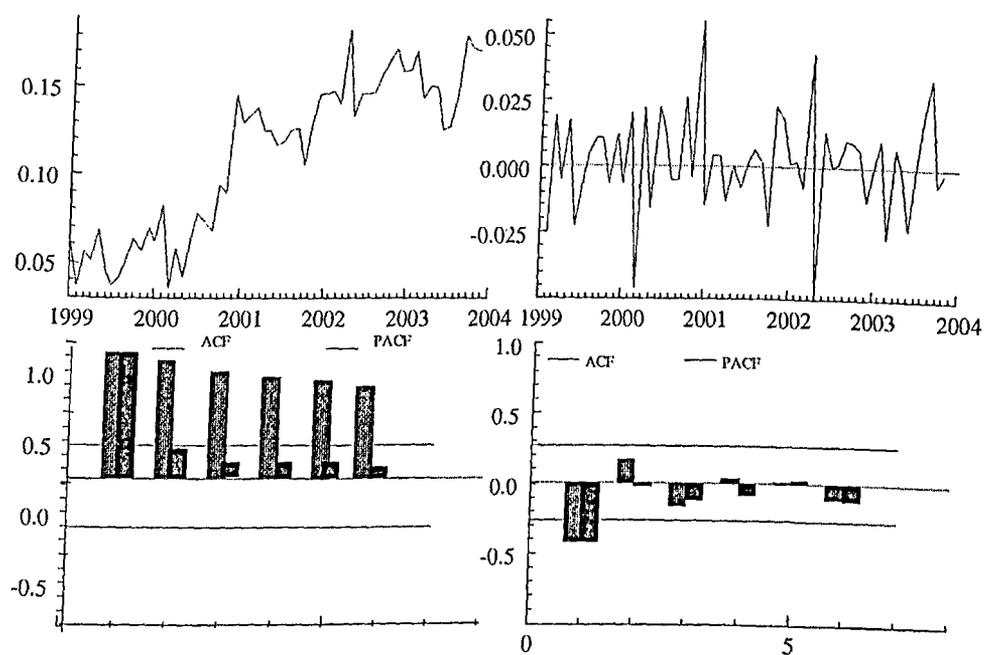
Variável	Média	Desvio- Padrão	Coefficiente de Variação*	Variável	Média	Desvio- Padrão	Coefficiente de Variação
LE	0,849325	0,246123	28,98%	DLE	0,006845	0,066753	975,20%
DIFLM	-3,698441	0,129024	-3,49%	DDIFLM	0,001034	0,094694	9.158,02%
DPROD	0,112051	0,045488	41,00%	DDPROD	0,001897	0,018608	980,92%
DINFIPC	0,518081	0,632974	122,18%	DDINFIPC	0,000668	0,658053	98.510,00%
DINFIPA	1,227863	2,030591	165,38%	DDINFIPA	-0,011823	2,172403	-18.374,00%
DEXPIP	0,298182	0,175794	58,96%	DDEXPIP	0,003023	0,188105	6.222,001%
DTJRIPC	0,758339	0,651877	85,96%	DDTJRIPC	-0,010034	0,662284	-6.600,00%
DTJRIPA	0,048610	2,041219	4.199,00%	DDTJRIPA	0,002448	2,207677	90.182,00%
DTJREXP	0,933437	0,334282	35,81%	DDTJREXP	0,007422	0,182831	2.463,00%

\* O coeficiente de variação é definido por  $(\text{desvio-padrão} / \text{média}) \times 100$ .  
 Nota: DD representa a primeira diferença da variável.

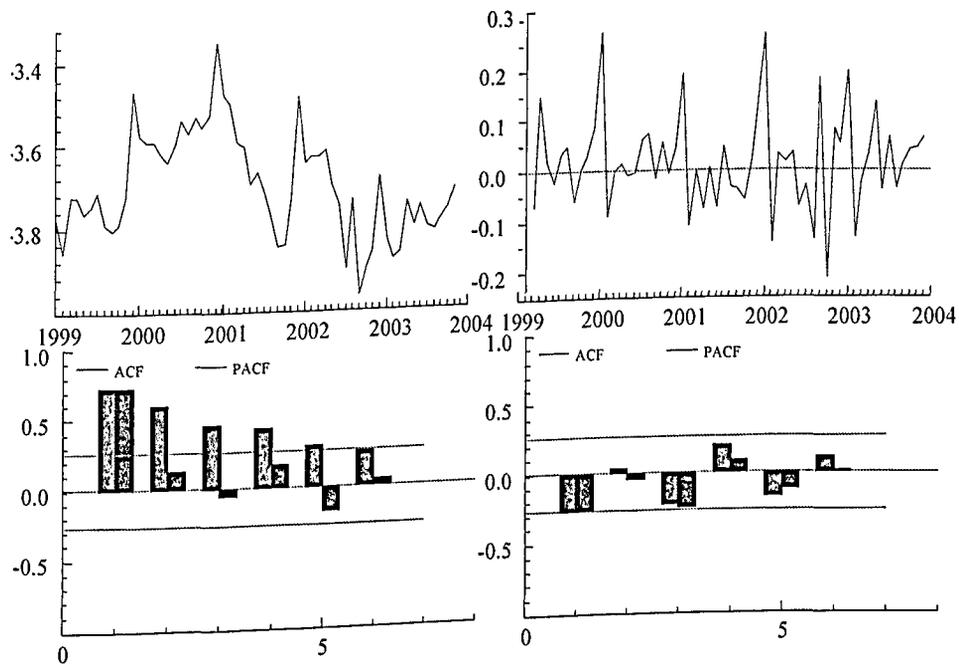
## Apêndice 6



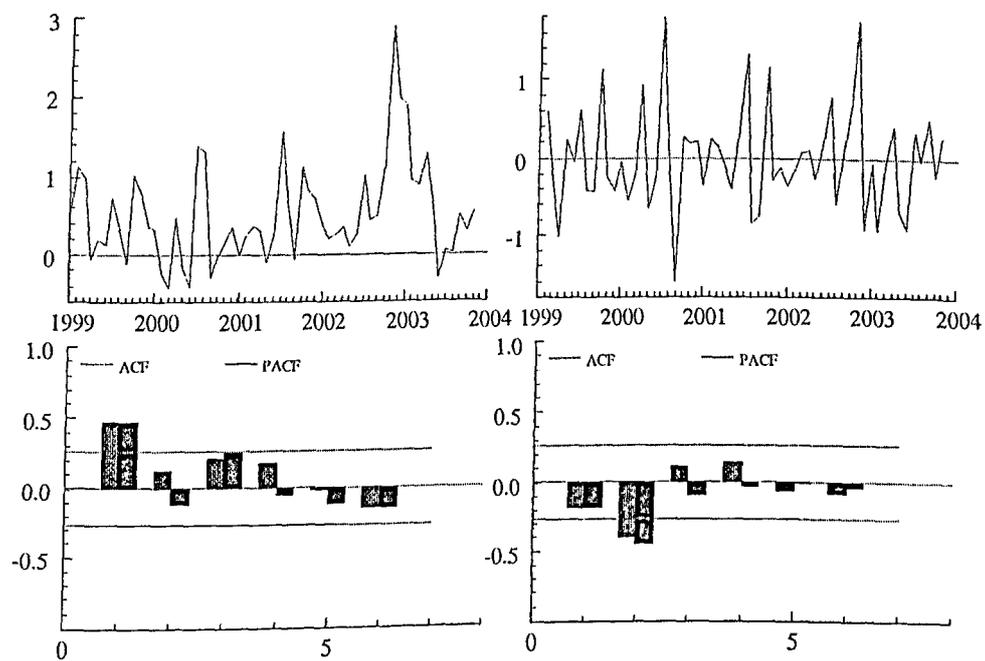
**FIGURA A6.1** Gráfico da Taxa de Câmbio em Nível (à esquerda) e em Primeira Diferença (à direita) e Respetivos Correlogramas em Nível (na parte intermediária) e em Primeira Diferença (na parte inferior)



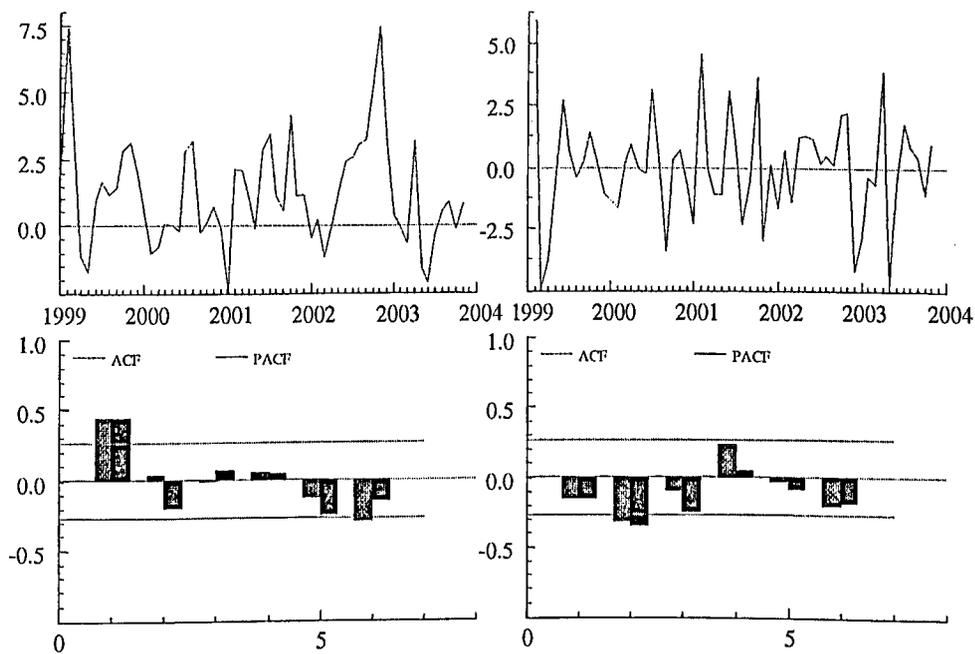
**FIGURA A6.2** Gráfico e Correlograma do Diferencial do Produto em Nível (à esquerda) e em Primeira Diferença (à direita)



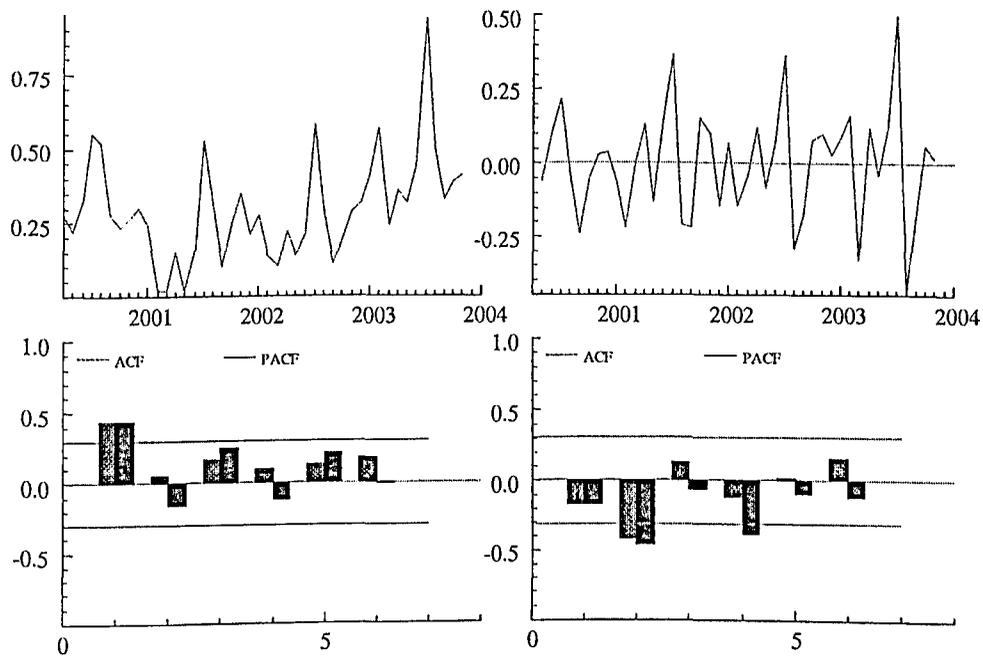
**FIGURA A6.3** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Moeda em Nível e em Primeira Diferença



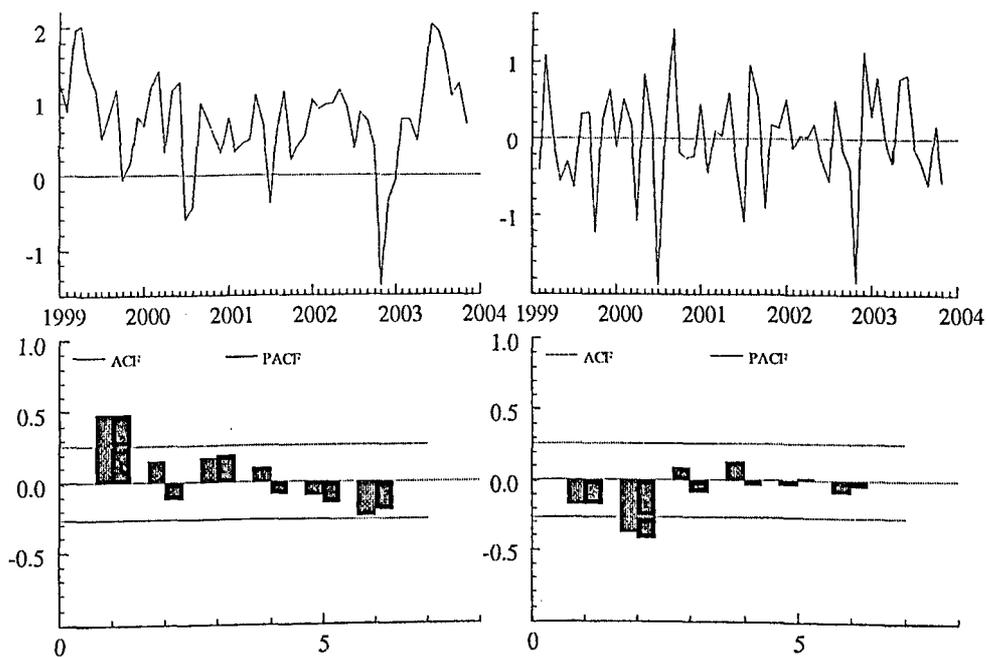
**FIGURA A6.4** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Índice de Preço ao Consumidor em Nível e em Primeira Diferença



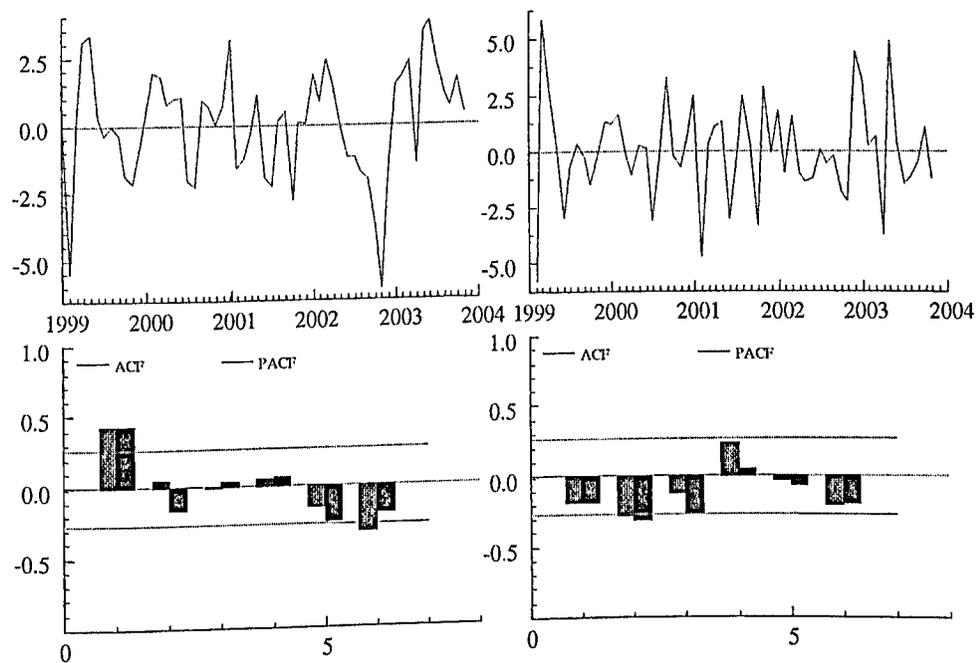
**FIGURA A6.5** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Índice de Preço ao Atacado em Nível e em Primeira Diferença



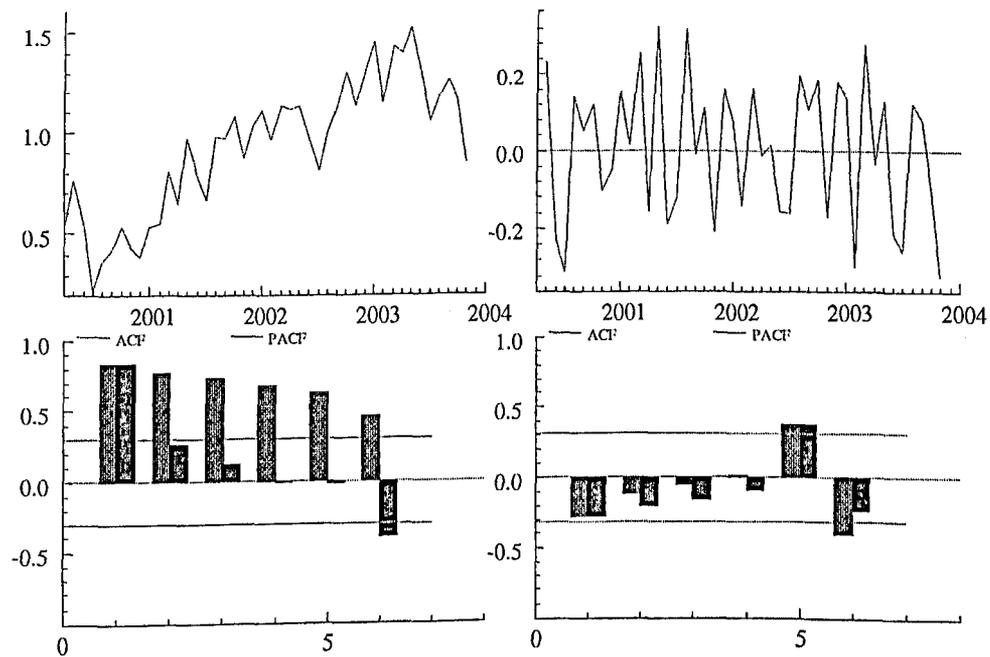
**FIGURA A6.6** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Índice de Expectativas Inflacionárias em Nível e em Primeira Diferença



**FIGURA A6.7** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Taxa de Juros Real com Índice de Preço ao Consumidor em Nível e em Primeira Diferença



**FIGURA A6.8** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Taxa de Juros Real com Índice de Preço ao Atacado em Nível e em Primeira Diferença



**FIGURA A6.9** Gráfico e Correlograma do Diferencial de Taxa de Juros Real com Índice de Expectativas Inflacionárias em Nível e em Primeira Diferença

## Apêndice 7

TABELA A7.1

Teste ADF

Variável	<i>t</i> -ADF	Defasagem(ns)	Variável	<i>t</i> -ADF	Defasagem(ns)
LE	-2,481977	1	DLE	-3,910272***	02
DIFLM	-1,808848	1	DDIFLM	-5,906087***	02
DPROD	-3,983082**	0			
DINFIPC	-4,499477***	0			
DINFIPA	-4,680606***	1			
DEXPIPC	-4,241057***	1			
DTJRIPC	-4,145215***	6			
DTJRIPA	-3,664036**	4			
DTJREXP	-1,408914	1	DDTJREXP	-4,700724***	3

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente, com valores críticos obtidos a partir de MacKinnon, 1991.

## Apêndice 8

### TABELA A8.1

Seleção do Modelo DLE, DDIFLM, DPROD, DINFIPC e DTJRIPC

Sistema	Akaike (AIC)	Schwartz Bayesian (SBC)
Sistema com 5 defasagens	413,6706	418,5034
Sistema com 4 defasagens	379,0063	382,8738
Sistema com 3 defasagens	351,3013	354,2210
Sistema com 2 defasagens	327,9077	329,8969
Sistema com 1 defasagem	278,8422	279,9175

### TABELA A8.2

Seleção do Modelo DLE, DDIFLM, DPROD, DINFIPA e DTJRIPA

Sistema	Akaike (AIC)	Schwartz Bayesian (SBC)
Sistema com 5 defasagens	355,5193	360,3521
Sistema com 4 defasagens	327,6134	331,4809
Sistema com 3 defasagens	291,3453	294,2650
Sistema com 2 defasagens	269,0560	271,0451
Sistema com 1 defasagem	221,8798	222,9551

### TABELA A8.3

Seleção do Modelo DLE, DDIFLM, DPROD, DEXPIPC e DDTJREXP

Sistema	Akaike (AIC)	Schwartz Bayesian (SBC)
Sistema com 5 defasagens	412,2446	417,8469
Sistema com 4 defasagens	360,7974	365,2762
Sistema com 3 defasagens	327,6721	331,0498
Sistema com 2 defasagens	292,9143	295,2130
Sistema com 1 defasagem	289,5122	290,7534

## Apêndice 9

TABELA A9.1

Matriz de Variância-Covariância com Índice de Preço ao Consumidor

	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPC	DTJRIPC
DLE	0,003561	-0,003709	-5,32E-05	-0,002776	-1,97E-05
DDIFLM	-0,003709	0,007428	0,000329	0,007298	-0,006311
DPROD	-5,32E-05	0,000329	0,000314	0,001975	-0,001591
DINFIPC	-0,002776	0,007298	0,001975	0,296245	-0,265101
DTJRIPC	-1,97E-05	-0,006311	-0,001591	-0,265101	0,279642

TABELA A9.2

Matriz de Variância-Covariância com Índice de Preço ao Atacado

	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPA	DTJRIPA
DLE	0,003751	-0,003899	-2,42E-05	0,005424	-0,008269
DDIFLM	-0,003899	0,007538	0,000276	0,014461	-0,014070
DPROD	-2,42E-05	0,000276	0,000312	0,001150	-0,000962
DINFIPA	0,005424	0,014461	0,001150	2,286685	-2,298703
DTJRIPA	-0,008269	-0,014070	-0,000962	-2,298703	2,350981

TABELA A9.3

Matriz de Variância-Covariância com Índice de Expectativas Inflacionárias

	DLE	DDIFLM	DPROD	DEXPIPC	DTJREXP
DLE	0,004353	-0,004572	-3,74E-05	-0,000351	-0,000346
DDIFLM	-0,004572	0,008006	0,000371	-0,000172	-0,001451
DPROD	-3,74E-05	0,000371	0,000264	0,000150	-8,86E-05
DEXPIPC	-0,000351	-0,000172	0,000150	0,023724	-0,018402
DDTJREXP	-0,000346	-0,001451	-8,86E-05	-0,018402	0,026338

Resposta a Inovações de Um Desvio-Padrão  $\pm 2$  Erros-Padrões

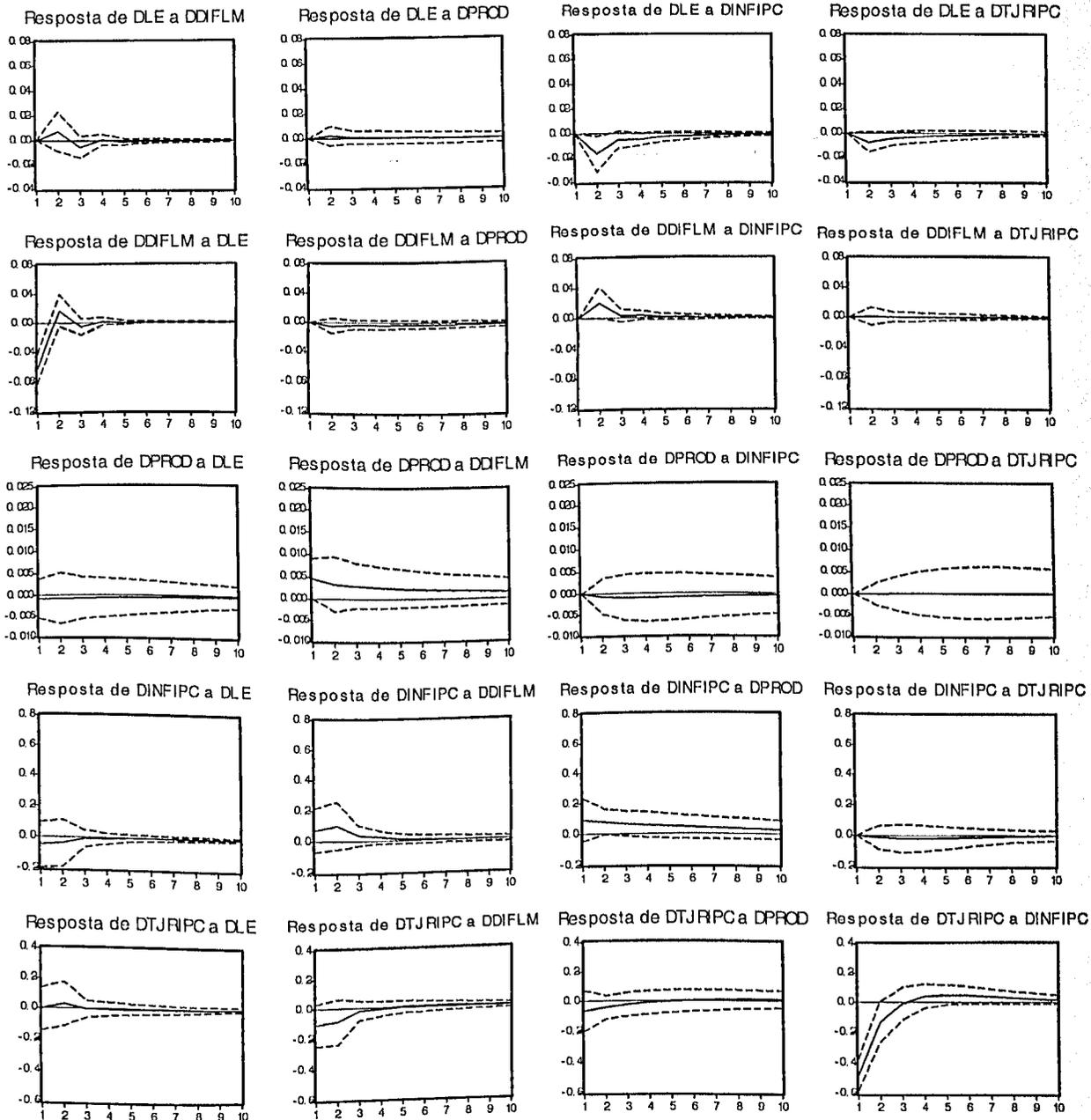


FIGURA A9.4 Funções Impulso-Resosta – VAR com Índice de Preço ao Consumidor

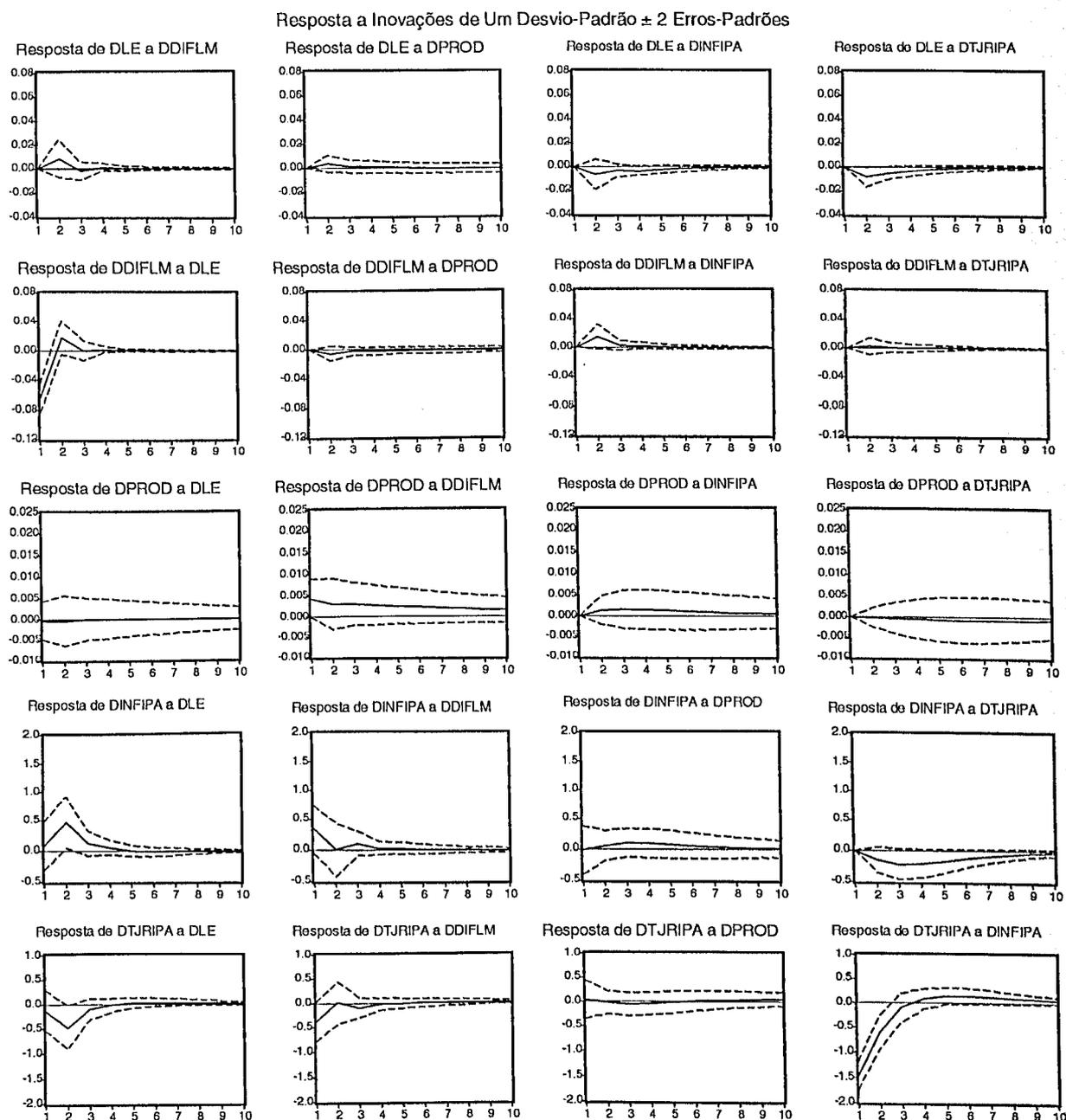
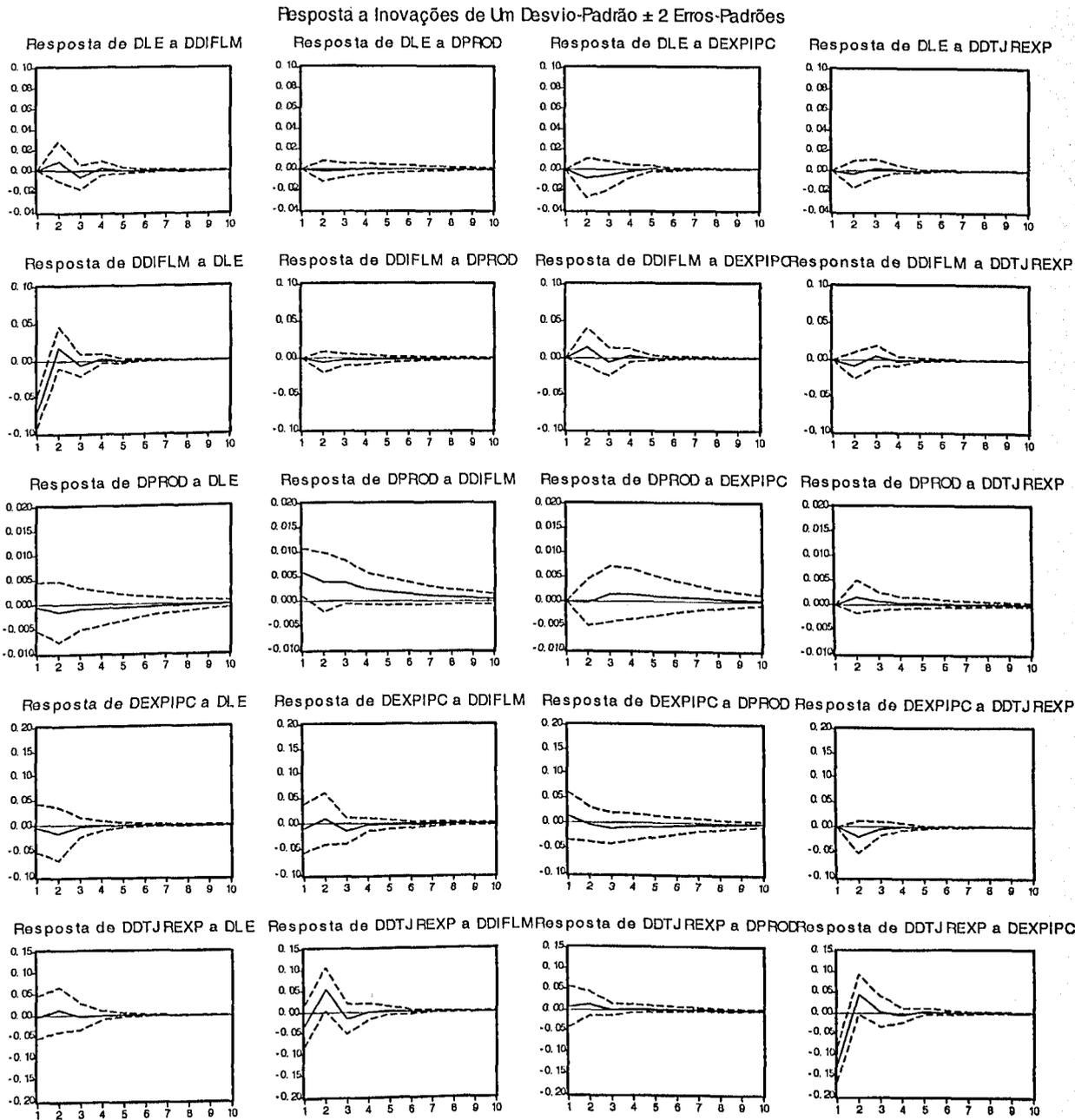


FIGURA A9.5 Funções Impulso-Resosta – VAR com Índice de Preço ao Atacado



**FIGURA A9.6** Funções Impulso-Resosta – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias

## Apêndice 10

TABELA A10.1

Decomposição de Variância – VAR com Índice de Preço ao Consumidor

Decomposição de DLE	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPC	DTJRIPC
Período						
1	0,059670	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,065303	87,21870	1,973987	0,131841	8,329424	2,346045
10	0,065437	86,86462	1,970724	0,133062	8,515580	2,516014
Decomposição de DDIFLM	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPC	DTJRIPC
Período						
1	0,086183	52,00663	47,99337	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,093107	48,39326	45,99592	0,508727	5,091724	0,010367
10	0,093240	48,25725	45,87725	0,768677	5,083996	0,012821
Decomposição de DPROD	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPC	DTJRIPC
Período						
1	0,017731	0,252789	6,671646	93,07556	0,000000	0,000000
5	0,032942	0,269252	4,930725	94,46722	0,326390	0,006409
10	0,038686	0,268882	4,697675	94,61297	0,392463	0,028007
Decomposição de DINFIPC	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPC	DTJRIPC
Período						
1	0,544284	0,730699	1,838736	2,935534	94,49503	0,000000
5	0,621881	0,920722	4,802278	6,554816	87,43189	0,290293
10	0,627781	0,906994	4,783428	8,082130	85,85507	0,372377
Decomposição de DTJRIPC	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPC	DTJRIPC
Período						
1	0,528812	3,90E-05	4,021513	1,494129	80,64727	13,83705
5	0,618526	0,270764	4,993468	1,647551	64,45825	28,62997
10	0,631975	0,275356	4,853361	1,720903	63,29800	29,85238

Ordem: DLE, DDIFLM, DPROD, DINFIPC e DTJRIPC.

TABELA A10.2

Decomposição de Variância – VAR com Índice de Preço ao Atacado

Decomposição de DLE	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPA	DTJRIPA
Período						
1	0,061243	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,064810	92,89294	1,759570	0,295210	2,021976	3,030304
10	0,064918	92,60296	1,755921	0,324960	2,203037	3,113126
Decomposição de DDIFLM	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPA	DTJRIPA
Período						
1	0,086823	53,77520	46,22480	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,092461	50,96701	45,71663	0,587924	2,659873	0,068568
10	0,092541	50,87972	45,64413	0,742592	2,661327	0,072230
Decomposição de DPROD	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPA	DTJRIPA
Período						
1	0,017663	0,050030	5,802212	94,14776	0,000000	0,000000
5	0,033120	0,030611	4,280924	94,86270	0,712494	0,113270
10	0,039092	0,022218	4,188046	94,76071	0,713125	0,315902
Decomposição de DINFIPA	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPA	DTJRIPA
Período						
1	1,512179	0,342964	5,069995	0,010362	94,57668	0,000000
5	1,795590	7,909674	4,022626	0,887366	82,63277	4,547569
10	1,812046	7,808105	3,958939	1,027166	81,78565	5,420137
Decomposição de DTJRIPA	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DINFIPA	DTJRIPA
Período						
1	1,533291	0,775382	6,271439	0,055383	91,37679	1,521011
5	1,832558	7,817901	4,747021	0,258613	75,95152	11,22495
10	1,859508	7,680205	4,618445	0,383393	75,9240	12,22556

Ordem: DLE, DDIFLM, DPROD, DINFIPA e DTJRIPA.

TABELA A10.3

## Decomposição de Variância – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias

Decomposição de DLE Período	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DEXPIPC	DDTJREXP
1	0,065980	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,069180	94,37127	2,651947	0,144343	2,466357	0,366084
10	0,069183	94,36245	2,652815	0,144423	2,473181	0,367130
Decomposição de DDIFLM Período	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DEXPIPC	DDTJREXP
1	0,089476	59,98874	40,01126	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,096471	55,51817	40,21641	0,657220	2,595178	1,013023
10	0,096506	55,48002	40,19513	0,716060	2,596169	1,012621
Decomposição de DPROD Período	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DEXPIPC	DDTJREXP
1	0,016254	0,121521	13,03606	86,84241	0,000000	0,000000
5	0,024797	0,812319	11,99118	85,71307	0,928309	0,555120
10	0,025602	0,859135	11,95711	85,47737	1,166460	0,539921
Decomposição de DEXPIPC Período	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DEXPIPC	DDTJREXP
1	0,154026	0,119555	0,384811	0,759599	98,73604	0,000000
5	0,177122	0,995759	1,243790	1,345766	95,01488	1,399800
10	0,177368	0,995343	1,279845	1,571775	94,75580	1,397234
Decomposição de DDTJREXP Período	S.E.	DLE	DDIFLM	DPROD	DEXPIPC	DDTJREXP
1	0,162289	0,104143	3,901672	0,154178	57,42070	38,41930
5	0,179937	0,630169	13,07169	0,724445	52,69516	32,87854
10	0,179955	0,631089	13,07159	0,738900	52,68558	32,87284

Ordem: DLE, DDIFLM, DPROD, DEXPIPC e DDTJREXP.

## Apêndice 11

TABELA A11.1

Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Consumidor (Duas Defasagens)

Defasagens: 2 Hipótese Nula:	Obs.	Teste <i>F</i>	Probabilidade
DDIFLM não causa Granger DLE	56	0,35040	0,70609
DLE não causa Granger DDIFLM		0,11296	0,89341
DPROD não causa Granger DLE	56	0,08292	0,92054
DLE não causa Granger DPROD		0,18767	0,82945
DINFIPC não causa Granger DLE	56	1,34856	0,26871
DLE não causa Granger DINFIPC		3,99123	0,02452**
DTJRIPC não causa Granger DLE	56	0,30805	0,73624
DLE não causa Granger DTJRIPC		6,63362	0,00275***
DPROD não causa Granger DDIFLM	56	0,39669	0,67460
DDIFLM não causa Granger DPROD		0,58606	0,56022
DINFIPC não causa Granger DDIFLM	56	1,45152	0,24373
DDIFLM não causa Granger DINFIPC		2,99903	0,05870*
DTJRIPC não causa Granger DDIFLM	56	1,21696	0,30458
DDIFLM não causa Granger DTJRIPC		2,63322	0,08160*
DINFIPC não causa Granger DPROD	57	0,32539	0,72371
DPROD não causa Granger DINFIPC		1,86184	0,16560
DTJRIPC não causa Granger DPROD	57	0,16822	0,84562
DPROD não causa Granger DTJRIPC		0,15571	0,85620
DTJRIPC não causa Granger DINFIPC	57	0,75048	0,47719
DINFIPC não causa Granger DTJRIPC		3,14137	0,05153*

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

TABELA A11.2

Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Consumidor (Uma Defasagem)

Defasagem: 1 Hipótese Nula:	Obs.	Teste <i>F</i>	Probabilidade
DDIFLM não causa Granger DLE	57	1,41328	0,23971
DLE não causa Granger DDIFLM		0,07625	0,78351
DPROD não causa Granger DLE	57	0,57092	0,45318
DLE não causa Granger DPROD		0,00027	0,98702
DINFIPC não causa Granger DLE	57	4,06565	0,04875**
DLE não causa Granger DINFIPC		0,00185	0,96584
DTJRIPC não causa Granger DLE	57	0,24814	0,62041
DLE não causa Granger DTJRIPC		0,00534	0,94201
DPROD não causa Granger DDIFLM	57	1,29170	0,26075
DDIFLM não causa Granger DPROD		0,05973	0,80786
DINFIPC não causa Granger DDIFLM	57	2,36729	0,12974
DDIFLM não causa Granger DINFIPC		0,39676	0,53142
DTJRIPC não causa Granger DDIFLM	57	1,36047	0,24858
DDIFLM não causa Granger DTJRIPC		0,27448	0,60249
DINFIPC não causa Granger DPROD	58	0,19586	0,65982
DPROD não causa Granger DINFIPC		1,35377	0,24964
DTJRIPC não causa Granger DPROD	58	0,03990	0,84241
DPROD não causa Granger DTJRIPC		0,12266	0,72750
DTJRIPC não causa Granger DINFIPC	58	0,03280	0,85695
DINFIPC não causa Granger DTJRIPC		6,18706	0,01593**

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

TABELA A11.3

Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Atacado (Duas Defasagens)

Defasagens: 2			
Hipótese Nula:	Obs.	Teste F	Probabilidade
DDIFLM não causa Granger DLE	56	0,35040	0,70609
DLE não causa Granger DDIFLM		0,11296	0,89341
DPROD não causa Granger DLE	56	0,08292	0,92054
DLE não causa Granger DPROD		0,18767	0,82945
DINFIPA não causa Granger DLE	56	0,70165	0,50049
DLE não causa Granger DINFIPA		10,3031	0,00017***
DTJRIPA não causa Granger DLE	56	0,71951	0,49187
DLE não causa Granger DTJRIPA		11,8633	5,9E-05***
DPROD não causa Granger DDIFLM	56	0,39669	0,67460
DDIFLM não causa Granger DPROD		0,58606	0,56022
DINFIPA não causa Granger DDIFLM	56	0,78818	0,46013
DDIFLM não causa Granger DINFIPA		4,65050	0,01396**
DTJRIPA não causa Granger DDIFLM	56	0,69796	0,50229
DDIFLM não causa Granger DTJRIPA		4,92873	0,01104**
DINFIPA não causa Granger DPROD	57	0,15550	0,85639
DPROD não causa Granger DINFIPA		0,70183	0,50031
DTJRIPA não causa Granger DPROD	57	0,20032	0,81910
DPROD não causa Granger DTJRIPA		0,25443	0,77632
DTJRIPA não causa Granger DINFIPA	57	0,87361	0,42348
DINFIPA não causa Granger DTJRIPA		2,51687	0,09050*

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

TABELA A11.4

Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Preço ao Atacado (Uma Defasagem)

Defasagem: 1			
Hipótese Nula:	Obs.	Teste <i>F</i>	Probabilidade
DDIFLM não causa Granger DLE	57	1,41328	0,23971
DLE não causa Granger DDIFLM		0,07625	0,78351
DPROD não causa Granger DLE	57	0,57092	0,45318
DLE não causa Granger DPROD		0,00027	0,98702
DINFIPA não causa Granger DLE	57	1,04828	0,31047
DLE does não causa Granger DINFIPA		7,03810	0,01046**
DTJRIPA não causa Granger DLE	57	0,32526	0,57083
DLE não causa Granger DTJRIPA		6,98304	0,01074**
DPROD não causa Granger DDIFLM	57	1,29170	0,26075
DDIFLM não causa Granger DPROD		0,05973	0,80786
DINFIPA não causa Granger DDIFLM	57	2,59849	0,11280
DDIFLM não causa Granger DINFIPA		5,44769	0,02335**
DTJRIPA não causa Granger DDIFLM	57	2,23256	0,14095
DDIFLM não causa Granger DTJRIPA		5,20036	0,02655**
DINFIPA não causa Granger DPROD	58	0,30609	0,58233
DPROD não causa Granger DINFIPA		0,03273	0,85711
DTJRIPA não causa Granger DPROD	58	0,38396	0,53805
DPROD não causa Granger DTJRIPA		0,00249	0,96037
DTJRIPA não causa Granger DINFIPA	58	0,94354	0,33562
DINFIPA não causa Granger DTJRIPA		2,92099	0,09307*

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

TABELA A11.5

Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias  
(Duas Defasagens)

Defasagens: 2			
Hipótese Nula:	Obs.	Teste <i>F</i>	Probabilidade
DDIFLM não causa Granger DLE	41	0,40450	0,67030
DLE não causa Granger DDIFLM		0,24735	0,78218
DPROD não causa Granger DLE	41	0,03163	0,96889
DLE não causa Granger DPROD		0,32641	0,72362
DEXPIPC não causa Granger DLE	41	0,50872	0,60552
DLE não causa Granger DEXPIPC		0,35252	0,70531
DDTJREXP não causa Granger DLE	41	0,04397	0,95704
DLE não causa Granger DDTJREXP		0,06366	0,93843
DPROD não causa Granger DDIFLM	41	0,30950	0,73575
DDIFLM não causa Granger DPROD		0,31053	0,73500
DEXPIPC não causa Granger DDIFLM	41	0,40566	0,66955
DDIFLM não causa Granger DEXPIPC		0,51095	0,60421
DDTJREXP não causa Granger DDIFLM	41	0,70346	0,50154
DDIFLM não causa Granger DDTJREXP		0,30442	0,73943
DEXPIPC não causa Granger DPROD	42	0,93592	0,40131
DPROD não causa Granger DEXPIPC		0,48505	0,61952
DDTJREXP não causa Granger DPROD	41	0,32626	0,72373
DPROD não causa Granger DDTJREXP		0,74246	0,48309
DDTJREXP não causa Granger DEXPIPC	41	0,67823	0,51388
DEXPIPC não causa Granger DDTJREXP		0,79136	0,46095

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.

TABELA A11.6

Teste de Causalidade de Granger – VAR com Índice de Expectativas Inflacionárias  
(Uma Defasagem)

Defasagem: 1 Hipótese Nula:	Obs.	Teste <i>F</i>	Probabilidade
DDIFLM não causa Granger DLE	42	0,77408	0,38435
DLE não causa Granger DDIFLM		0,10782	0,74439
DPROD não causa Granger DLE	42	0,02096	0,88564
DLE não causa Granger DPROD		0,19490	0,66130
DEXPIPC não causa Granger DLE	42	1,37923	0,24735
DLE não causa Granger DEXPIPC		0,33777	0,56446
DDTJREXP não causa Granger DLE	42	0,00542	0,94166
DLE não causa Granger DDTJREXP		0,12186	0,72891
DPROD não causa Granger DDIFLM	42	0,84599	0,36334
DDIFLM não causa Granger DPROD		0,04487	0,83335
DEXPIPC não causa Granger DDIFLM	42	0,67585	0,41602
DDIFLM não causa Granger DEXPIPC		0,78474	0,38112
DDTJREXP não causa Granger DDIFLM	42	1,20350	0,27935
DDIFLM não causa Granger DDTJREXP		0,56690	0,45601
DEXPIPC não causa Granger DPROD	43	0,11426	0,73711
DPROD não causa Granger DEXPIPC		0,18801	0,66691
DDTJREXP não causa Granger DPROD	42	0,54297	0,46562
DPROD não causa Granger DDTJREXP		0,83575	0,36623
DDTJREXP não causa Granger DEXPIPC	42	1,76744	0,19142
DEXPIPC não causa Granger DDTJREXP		0,16089	0,69053

\*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 10, 5 e 1%, respectivamente.