

**LUCIANO LUIZ MANARIN D'AGOSTINI**

**MONISMO VERSUS NÃO MONISMO NO BRASIL (1994-2002): UMA  
ABORDAGEM ECONOMÉTRICA POR VETORES AUTO-  
REGRESSIVOS COM RESTRIÇÃO**

**Dissertação apresentada como requisito  
parcial à obtenção do grau de Mestre em  
Desenvolvimento Econômico, Setor de  
Ciências Sociais Aplicadas pela  
Universidade Federal do Paraná.**

**Orientador: Prof. Dr. Armando Vaz  
Sampaio.**

**CURITIBA**

**NOVEMBRO 2004**

**TERMO DE APROVAÇÃO****LUCIANO LUIZ MANARIN D'AGOSTINI****MONISMO VERSUS NÃO MONISMO NO BRASIL (1994-2002): UMA  
ABORDAGEM ECONÔMETRICA POR VETORES AUTO-REGRESSIVOS  
COM RESTRIÇÃO**

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná, pela Comissão formada pelos seguintes professores:

Orientador: Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio  
Departamento de Economia, UFPR.

Examinadores: Prof. Dr. José Luís Oreiro  
Departamento de Economia, UFPR.

Prof. Dr. Adalmir Marquetti  
Departamento de Economia, PUC-RS.

Curitiba, 05 de novembro de 2004.

## DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho científico à minha querida e estimada amiga “**mãe**”, por compartilhar, dividir e me apoiar na busca pelos meus sonhos e objetivos, em todos os momentos da minha breve passagem pelo mundo dos homens, pois afinal de contas “Sonhar é o primeiro passo para qualquer realização e a vitória mais bela que se pode alcançar é vencer a si mesmo”.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a minha **querida e estimada amiga mãe, Olívia Manarin**, por estar presente em todos os momentos da minha vida.

Agradeço o **Prof. Armando Vaz Sampaio** pela orientação, conselhos e paciência dada para elaborar esta dissertação.

Agradeço os professores do Departamento de Economia da UFPR, em especial aos professores da pós-graduação Marcelo Curado, Armando Vaz Sampaio, Luiz Esteves, Gabriel Porcille Meirelles, Ramón Garcia Fernandez, Luiz Antônio Lopes, Fábio Dória Scatolin, pelas aulas ministradas, conselhos e transbordamento do conhecimento.

Não posso também deixar de agradecer o Prof. José Luis Oreiro pelos conselhos macroeconômicos, pelas indicações de material e colocações feitas na banca do projeto desta dissertação.

Aos meus amigos da natação (esporte que pratico há 17 anos) que me acompanharam desde o tempo em que chegava nas últimas colocações até nas grandes vitórias e recordes: Frederico Lacerda, Rafael Macedo (Mergulhinho), Pedro Cruz (Pedregulhos), Jaime Sumida Jr, Roberto Clausi (Tite), Leonardo Galvão, Flávio Schotka (Sebo), Marlus Sigwalt, Felipe Raggio, Luli, Gustavo Michelena, Fernando Magalhães, Luigi Zillioto, Leonardo Gomes (Cheirosa), Trevisan e Piero Rodighieri.

Aos meus técnicos que tive o prazer de treinar, um agradecimento especial para o Prof. Paulo César Bento, que me conduziu às vitórias em 1994 e 1995; ao Técnico Leonardo “Gringo” Del Vescovo, pela condução dos treinamentos e disciplina para alcançar melhores resultados; ao Prof. Christian Carvalho e o Clube Curitibano pelo acolhimento recebido nos últimos meses, onde dividimos o bronze no Mundial em San Marino e os recordes estaduais absolutos nos revezamentos.

Aos incentivadores Royal Palace Bingo, Quiosque Natureza, Cabana do Atleta, Secretaria Municipal do Esporte e Lazer de Curitiba, Condupar Condutores Elétricos e Conspizza Hidrossemeaduras, Sr. Jorge Abagge, Ângelo Pizzato e Alan

Buck que acreditaram no meu potencial como estudante e como atleta.

Pela confiança creditada no meu trabalho, natação e principalmente nos estudos do mestrado, enquanto paralelamente eu colaborava para o Departamento de Vendas Diretas da General Motors, agradeço meu amigo Weslen Hermesdorff Peres.

As minhas amigas quase irmãs Larissa Graf, Gi Tessaro e aos meus amigos quase irmãos Lad, Marcelo, Tuca, Paulinho, Marco (Sr. Plural) e Bodão que estão sempre presentes.

A dupla dinâmica, **Ju e Juzinha**, que passam pela minha vida como um “cometa” e que durante o pouco tempo em que estão ao meu lado me deram muita força, alegria e satisfação, merecem além de agradecimentos, abraços e beijos.

Aos meus colegas do Mestrado Eduiges Romanatto, Arthur Pará, Alex Kuhn, Rosana Miaji, Fabiane, Márcio Cruz, Hélio, Gunter Furtado, Guilherme Jonas, Daniel Nojima, Gustavo, Benedito, Xiscatti, Miranda...

Obrigado pelo apoio e companheirismo durante o curso.

## EPÍGRAFE

É curioso observar como a vida nos oferece respostas aos mais variados  
questionamentos dos nossos cotidianos:  
A mais longa caminhada só é possível passo a passo;  
O mais belo livro do mundo foi escrito letra por letra;  
Os anos se sucedem segundo a segundo;  
As mais violentas cachoeiras se formam de pequenas fontes.  
Se não fossem gotas não haveria chuvas;  
Um ninho se faz de pequenos gravetos;  
As dunas se compõem de minúsculos grãos de areia;  
Nem mesmo Jesus, expressão maior do Amor, dispensou um berço;  
Assim é um mundo de paz, alegria, harmonia:  
Será construído e sedimentado a partir de pequenos gestos (individual de  
cada um de nós) de compreensão, sinceridade, solidariedade, respeito,  
ternura, fraternidade, perdão.  
Ninguém pode mudar o mundo mas podemos mudar uma pequena parcela  
dele: esta parcela que chamo de "Eu", "Tu", "Ele". Não é fácil nem rápido, pode ser  
árduo, porém acredito sempre que vale a pena tentar, dar um passo para trás e  
recomeçar pelo caminho correto.  
Espero passar esta mensagem para reflexão em cada um destes princípios  
para quem sabe dar força e um "empurrão" de pelo menos e no mínimo  
TENTARMOS!

Luciano D'Agostini

## SUMÁRIO

	pág.
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2. OBJETIVOS .....</b>	<b>2</b>
2.1. OBJETIVO GERAL.....	2
2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS .....	2
2.3. HIPÓTESES .....	2
<b>3. REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>3</b>
3.1. CICLOS ECONÔMICOS- DEFINIÇÃO E CARACTERÍSTICAS .....	3
3.2. UM BREVE HISTÓRICO SOBRE CICLOS ECONÔMICOS .....	5
3.3. O DEBATE SOBRE CICLOS ECONÔMICOS À LUZ DOS MONETARISTAS .....	7
3.3.1. Monetaristas .....	7
3.3.1.1. A Abordagem Empírica de Sims à Luz da Teoria Monetária.....	11
3.3.1.2. O Monismo de Sims .....	12
3.3.1.3. O Resultado de Sims - Resultados Controversos com a Teoria Monetária .....	22
3.3.1.4. Alguns Críticos do Não Monismo de Sims.....	25
3.3.1.5. A Resposta Crítica de Sims .....	30
<b>4. METODOLOGIA.....</b>	<b>31</b>
4.1. O MODELO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR).....	31
4.1.1. Propriedades dos Erros .....	37
4.1.2. Condições de Estabilidade e Estacionariedade do Modelo VAR .....	39
4.1.2.1. Função de Auto-Correlação e Testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para Raízes Unitárias.....	42
4.1.2.1.1. Testes para mais de uma Raiz Unitária – Raízes Múltiplas .....	50
4.1.3. Co – Integração.....	52
4.1.3.1. Combinações Lineares de Variáveis Integradas .....	53
4.1.3.2. Cointegração e Tendências Comuns.....	56
4.1.4. Teste Johansen-Joselius – A Relação Raiz Característica, Rank e Cointegração .....	58
4.2. TESTE PARA NÚMERO DE DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS NO VAR.....	63
4.2.1. Estimação do Modelo VAR.....	66

4.2.2. Identificação do Modelo VAR.....	67
4.2.2.1. Modelo VAR Identificável .....	71
4.2.3. Modelo de Correção do Erro .....	72
4.3. ANÁLISE ESTRUTURAL DE MODELOS VAR .....	76
4.3.1. Função Resposta ao Impulso (FRI) .....	76
4.3.2. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (FEVD).....	82
4.4. A ESPECIFICAÇÃO E FORMA DE AVALIAÇÃO DO MODELO VAR.....	85
4.5. PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS.....	87
<b>5. VARIÁVEIS E FONTES DE DADOS.....</b>	<b>88</b>
<b>6. ANÁLISE DOS RESULTADOS .....</b>	<b>89</b>
6.1. ESTATÍSTICA DESCRITIVA E TESTE DE RAIZ UNITÁRIA .....	89
6.2. RESULTADO ÓTIMO DO NÚMERO DE DEFASAGENS NO VAR(P) .....	99
6.3. TESTE DE COINTEGRAÇÃO JOHANSEN-JUSELIUS.....	100
6.4. A REAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PRODUTO E PREÇOS .....	106
6.4.1. Conferindo o Monismo.....	107
6.4.2. Conferindo o Não Monismo .....	111
<b>7. CONCLUSÃO.....</b>	<b>112</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>115</b>
<b>ANEXOS .....</b>	<b>120</b>

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - REGRA CAUSAL TAXA DE JUROS PARA MOEDA QUANDO A OFERTA DE MOEDA É HORIZONTAL E DEMANDA É NEGATIVAMENTE INCLINADA .....	17
FIGURA 2 - REGRA CAUSAL TAXA DE JUROS PARA MOEDA QUANDO A OFERTA DE MOEDA É POSITIVAMENTE INCLINADA E DEMANDA É HORIZONTAL.....	17
FIGURA 3 - REGRA CAUSAL MOEDA PARA TAXA DE JUROS QUANDO A OFERTA DE MOEDA É VERTICAL E DEMANDA É NEGATIVAMENTE INCLINADA .....	18
FIGURA 4 - REGRA CAUSAL MOEDA PARA TAXA DE JUROS QUANDO A OFERTA DE MOEDA É POSITIVAMENTE INCLINADA E DEMANDA É VERTICAL.....	18
FIGURA 5 – FEVD DO PRODUTO E PREÇOS AS INOVAÇÕES NA MOEDA.....	108
FIGURA 6 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (FEVD) DO PRODUTO AS INOVAÇÕES NA MOEDA E TAXAS DE JUROS .....	109
FIGURA 7 – FRI DO PRODUTO E PREÇO DIANTE DA INOVAÇÃO NA MOEDA. ....	110

## LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 CARACTERÍSTICAS DE ALGUMAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS QUANTO ÀS CLASSIFICAÇÕES DE DIREÇÃO, DEFASAGEM E AMPLITUDE.....	4
QUADRO 2 – SUMÁRIO DOS TESTES DICKEY-FULLER .....	47
QUADRO 3 – TESTE PARA D=3 RAÍZES UNITÁRIAS .....	51
QUADRO 4 - RESUMO DAS AVALIAÇÕES DOS CRITÉRIOS MONISTAS 12 PERÍODOS À FRENTE	111

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - COMPORTAMENTO DO LOGARITMO DAS VARIÁVEIS JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO NO BRASIL - JULHO DE 1994 À FEVEREIRO DE 2004.....	90
GRÁFICO 2 - COMPORTAMENTO CONJUNTO DO LOGARITMO DAS VARIÁVEIS JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO NO BRASIL - JULHO DE 1994 À FEVEREIRO DE 2004 .....	102

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1- RESULTADOS DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DO PRODUTO(FEVD) DO MODELO VAR DE ALGUNS CRÍTICOS DE SIMS .....	25
TABELA 2- VALOR DAS AUTOCORRELAÇÕES PARA AS SÉRIES DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL.....	91
TABELA 3- VALOR DA ESTATÍSTICA LJUNG-BOX E VALOR P PARA AS AUTOCORRELAÇÕES DAS SÉRIES DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL .....	92
TABELA 4- RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS EM NÍVEL PARA O PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004 .....	94
TABELA 5- RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS PARA O PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004.....	95
TABELA 6- RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM NÍVEL E EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS PARA JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004 .....	99
TABELA 7- DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS UTILIZADAS NO VAR(P) SEGUNDO OS VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC), UTILIZANDO AS SÉRIES EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004 .....	100
TABELA 8- TESTE DE COINTEGRAÇÃO JOHANSEN-JUSELIUS DA ESTATÍSTICA TRAÇO E MÁXIMO PARA AS VARIÁVEIS JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL - JULHO DE 1994 A FEVEREIRO ATÉ 2004 .....	103

**LISTA DE SIGLAS**

ACF	– Função de Auto-correlação
ADF	– Teste Dickey Fuller Aumentado
AIC	– Critério de Informação de Akaike
AR	– Auto Regressivo
ARMA	– Auto Regressivo e Média Móvel
BCB	– Banco Central do Brasil
CI	– Co-integradas
CPI-S	– Índice de Preços ao Consumidor
FEVD	– Decomposição da Variância dos Erros de Previsão
FRI	– Função de Resposta ao Impulso
GNP	– Produto Nacional Bruto
IBGE	– Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IP	– Índice de Produção Industrial
IPCA	– Índice de Preços Ao Consumidor Amplo
MA	– Média Móvel
MQO	– Mínimos Quadrados Ordinários
NBER	– National Bureau Economic Research
PPI	– Índice de Preços ao Produtor
RBCs	– Ciclos Reais de Negócios
SBC	– Critério Bayesiano de Schwartz
SELIC	– Sistema Especial de Liquidação e Custódia para um dia
VMA	– Vetores de Médias Móveis
VAR	– Vetores Auto Regressivos
VEC	– Modelo VAR com Correção de Erros

## RESUMO

Este estudo identifica, macroeconometricamente, se as relações existentes entre taxas de juros, moeda, preços e produto no Brasil, de julho de 1994 a fevereiro de 2004, satisfazem as regras do modelo simples do monetarismo que Christopher Sims identificou como modelo monista, ou alternativamente, se as variáveis satisfazem as regras que Christopher Sims identificou como modelo não-monista.

Foram aplicados procedimentos econométricos como o teste ADF para raízes unitárias, Johansen-Juselius para Cointegração e a metodologia VAR com correção de erros para estimar os parâmetros do sistema. Por fim, avaliou-se a reação de política monetária quanto aos critérios macroeconômicos monistas e não monistas, indicados conforme Richard Todd (1991), pela Função de Resposta ao Impulso e Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de preços e produto, diante de inovações positivas na moeda e taxas de juros.

Como principais resultados a pesquisa revelou pelo teste ADF que todas as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças; pelo teste de cointegração existe uma única relação de longo prazo entre as variáveis implicando em estimar os parâmetros das equações pelo VEC; pelas Funções de Resposta ao Impulso e a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de preços e produto, geradas pelo VEC, permitiram enquadrar as variáveis taxas de juros, moeda, preços e produto no modelo não monista de Christopher Sims porque, pelo critérios de TODD (1991), violou-se a hipótese monista de que a participação da moeda na variância dos preços deve exceder 15% (foi encontrado 4,65%) e violou-se a hipótese de que há relação positiva entre moeda e produção no curto prazo, ou seja, os resultados revelaram que a elasticidade moeda-produto no curto prazo é negativa.

Palavras – Chave: Monismo, Não monismo, Vetores Auto-Regressivos com Correção de Erros, Função de Resposta ao Impulso, Decomposição da Variância.

## ABSTRACT

This study identifies, macroeconometrically, if the existent relationships among interest rates, money, prices and product in Brazil, from July of 1994 to February of 2004, satisfy the rules of the simple model of monetarism, that Christopher Sims, identified as the monist model, or alternatively, if the variables satisfy the rules that Christopher Sims identified as the no-monist model.

Econometric procedures were applied like the ADF test for unitary roots, Johansen-Juselius for cointegration and the VAR methodology with correction of errors to forecast the parameters of the system. The reaction of monetary politics was finally evaluated concerning the macroeconomic monists and non monists criteria, according to Richard Todd (1991), by the Impulse Response Function and Forecast Errors Variance Decomposition of prices and product, due to positive innovations in the money and interest rates.

The main results revealed by from the ADF test the whole variables were considered stationary in first differences; from the cointegration test an only relationship of long-run exists among the variables implying in forecasting the parameters of the equations by VEC; the Impulse Response Function and Forecast Errors Variance Decomposition of prices and product, generated by VEC, allowed to fit the variables interest rates, money, prices and product in Christopher Sims's non monist model, because, from the TODD'S(1991) criteria, monist hypothesis where the participation of the money in the prices variance should exceed 15% (4,65% was found) was violated, and the hypothesis that there is positive relationship between money and production in the short-run was violated, that is to say, the results revealed that the money-product elasticity in the short-run is negative.

Key-Words: Monism, Non Monism, VARs with Correction of Errors, Impulse Response Function, Variance Decomposition.

## 1. INTRODUÇÃO

Teorias de ciclos de negócios buscam responder questões como: por que economias passam por fases de recessão e recuperação? Que tipos de choques afetam a economia? Quais os tipos de estruturas econômicas são necessárias para propagar choques? Será que há uma lei geral que explica o comportamento cíclico em todas as economias e não apenas explicações baseadas na estrutura específica de cada uma?

Dentre as teorias sobre ciclos econômicos, o foco da pesquisa concentra-se na teoria monetarista de autores como Friedman-Schwartz e o não monismo de Christopher Sims. Pela teoria monetarista de Friedman, uma economia passa por fases de recessão e expansão a partir de choques monetários. Para Sims o choque acontece através da taxa de juros.

A partir da abordagem econométrica utilizando o instrumental de Vetores Auto Regressivos (VAR), a pesquisa buscará evidências empíricas para enquadrar a reação de política monetária na corrente monista, que é a forma simples do monetarismo que Christopher Sims chamou de monismo, ou na corrente não monista, onde a regra causal inicia-se pela taxa de juros nominal e suas hipóteses a luz de quatro variáveis: moeda, taxas de juros, preços e produto.

Dividimos a dissertação nos seguintes tópicos: o capítulo 2 delinea os objetivos; o capítulo 3 é o referencial teórico, onde são expostos definições de ciclos de negócios, características, históricos, análise de Sims diante de hipóteses monetaristas sobre ciclos de negócios e seus resultados controversos, os principais autores críticos a Sims e evidências empíricas das principais linhas de pesquisa; o capítulo 4 descreve a metodologia VAR e as hipóteses a serem observadas para o Brasil a luz da teoria monetária; o capítulo 5 mostra a fonte de dados; o capítulo 6 analisa os resultados empíricos e o capítulo 7 faz a conclusão, destacando os principais pontos observados e recomendações para futuras linhas de pesquisa.

## 2. OBJETIVOS

### 2.1. OBJETIVO GERAL

- a) A partir de dados mensais o objetivo geral é estudar o comportamento dinâmico entre moeda, taxas de juros, produto e nível de preços no Brasil a partir da implementação do Plano Real em julho de 1994;

### 2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- a) Observar o perfil das flutuações das variáveis selecionadas da economia brasileira, quanto às classificações de direção e amplitude;
- b) Verificar via Função de Resposta ao Impulso (FRI) e Análise da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (FEVD) de produto e preços, conforme os critérios de TODD (1991), se a moeda é a variável chave para explicar a origem das flutuações da taxa de juros, produto e preços no período considerado; ou alternativamente, se a taxa de juros é a variável chave para gerar as flutuações da moeda, produto e preços,
- c) Comparar os resultados com a teoria monetária (monismo) versus não monismo de Sims e enquadrar o resultado a uma das duas correntes.

### 2.3. HIPÓTESES

- a) pela análise da estrutura macroeconômica do Brasil, sendo a taxa de câmbio administrada de 1994 à 1999 e implementação de metas de inflação a partir de 1999, considerou-se todas as variáveis do modelo endógenas, esperando que as estas sigam o modelo não monista.

### 3. REFERENCIAL TEÓRICO

#### 3.1. CICLOS ECONÔMICOS- DEFINIÇÃO E CARACTERÍSTICAS

Para iniciarmos a pesquisa e discussões sobre ciclos econômicos é preciso definir o que são ciclos econômicos, quais são as linhas de pesquisa e os principais autores que contribuíram para esta seção da macroeconomia.

LUCAS (1977) definiu ciclos de negócios como sendo:

“... flutuações periódicas do produto e emprego em torno da tendência”.

Uma definição clássica padrão dos ciclos de negócios é dada por Arthur Burns e Wesley Mitchell, extraído de SACHS (1995, p. 579):

“Os ciclos de negócios são um tipo de flutuação encontrado na atividade econômica agregada das nações que organizam seu trabalho principalmente em empresas de negócios; um ciclo consiste em expansões que ocorrem ao mesmo tempo em muitas atividades econômicas, seguidas por recessões, contrações e recuperações igualmente generalizadas, que se fundem com a fase de expansão do ciclo seguinte; essa seqüência de mudanças é repetitiva mas não periódica; a duração dos ciclos de negócios varia de mais de um ano a dez ou doze anos; eles não são divisíveis em ciclos menores de caráter semelhante com amplitudes aproximadas às suas”.

Dentro da definição de ciclos as variáveis macroeconômicas podem ser classificadas quanto a direção, defasagem e amplitude, conforme o Quadro 1.

Quanto à direção as variáveis podem ser contra-cíclicas, pró-cíclicas ou acíclicas em relação a tendência<sup>1</sup>. As variáveis contra-cíclicas tendem a cair nos períodos de expansões e a aumentar nos períodos de recessões. As variáveis pró-

---

<sup>1</sup> Ver LUCAS (1977), KYDLAND-PRESCOTT (1982), SACHS (1995), MAGALHÃES (2000).

cíclicas tendem a aumentar durante períodos de expansões e a cair nos períodos de recessões (contrações) e as variáveis acíclicas não exibem um padrão cíclico definido ao longo do tempo. Como medida de direção e defasagem podemos utilizar a FRI.

QUADRO 1 - CARACTERÍSTICAS DE ALGUMAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS QUANTO ÀS CLASSIFICAÇÕES DE DIREÇÃO, DEFASAGEM E AMPLITUDE.

Variáveis	Classificação Quanto à:		
	Direção	Amplitude	Defasagem
<b>Produção Agregada/Setorial/Bens Duráveis</b>	<b>Pró-Cíclica</b>	<b>Alta</b>	<b>Coincidente</b>
Consumo / Investimento/ Investimento Público e Privado	Pró-Cíclica	Alta	Coincidente
<b>Agregados Monetários/ Nível de Preços / Inflação</b>	<b>Pró-Cíclica</b>	<b>Alta</b>	<b>Leading</b>
Velocidade de Circulação da Moeda / Taxa de Emprego	Pró-Cíclica	Alta	Coincidente
Taxa de Desemprego	Contra-Cíclica	Alta	Coincidente
Produtividade Média do Trabalho	Pró-Cíclica	Alta	Leading
<b>Taxas de Juros Nominais</b>	<b>Pró-Cíclica</b>	<b>Baixa</b>	<b>Lagging</b>
Varição de Estoque de Insumos / Bens Acabados	Pró-Cíclico/Contra Cíclico	Alta/Baixa	Lagging

FONTES: LUCAS (1977), MAGALHÃES (2000), SACHS (1995), LONG-PLOSSER (1983), KYDLAND-PRESCOTT (1982), VAL E FERREIRA (2002); LAYTON (1998).

NOTA<sub>1</sub>: refere-se à economia americana e estão sujeitas a questionamentos para outros países.

NOTA<sub>2</sub>: as variáveis em negrito são objetos de estudo desta pesquisa.

Quanto a defasagem com relação ao produto as variáveis macroeconômicas podem ser classificadas em *lagging*, *leading* e coincidente. A defasagem *lagging* identifica uma variável que apresenta movimento antecipado em relação ao produto agregado. A defasagem *leading* mostra que a variável apresenta um movimento iniciado posteriormente em relação ao movimento do produto agregado e a defasagem coincidente indica que a variável macroeconômica não apresenta defasagem, ou seja, seu padrão cíclico ocorre simultaneamente com relação às oscilações do produto.

Finalmente, quanto à amplitude, as variáveis são classificadas em alta ou baixa em relação ao produto. Esta característica é chamada na literatura de volatilidade. Como medida de volatilidade pode-se usar a FEVD, ou usar o desvio-padrão da variação percentual de um indicador com relação a um indicador de crescimento econômico (p.e. produto agregado e índices de produção industrial). Quanto maior a volatilidade com relação a tendência, maior será a flutuação da variável econômica.

### 3.2. UM BREVE HISTÓRICO SOBRE CICLOS ECONÔMICOS

Segundo CARVALHO (1982) estudos sobre ciclos econômicos começaram a ser desenvolvidos na segunda metade do século XIX, com visões variadas sobre causas e comportamento das variáveis que afetam a economia. Nesta época uma destas visões cíclicas foi relatada por William Jevons. Este sugeriu que umas das causas dos ciclos econômicos eram as manchas solares, que segundo ele, teriam influência sobre as condições meteorológicas, e estas, por sua vez, afetariam a renda do setor agrícola<sup>2</sup>.

O primeiro esforço contemporâneo objetivando explicar as causas dos ciclos econômicos foi realizado por Arthur Burns e Wesley Mitchell, como parte de um projeto de pesquisa do *National Bureau of Economic Research* (NBER), e está resumido em “*Measuring Business Cycles (1947)*”.

Uma das hipóteses da pesquisa foi que a produção e emprego têm um padrão de crescimento, conhecido como tendência, e que as demais variáveis dos ciclos de negócios apresentam flutuações em torno desta tendência. Como conclusão observaram que ciclos não tinham periodicidade regular.

Antes da publicação da teoria Geral de Keynes o interesse do estudo econômico consistia na verificação do comportamento de variáveis econômicas e não econômicas em torno de uma tendência ao longo do tempo. Após Keynes, segundo VAL-FERREIRA (2002, p. 1):

“A publicação da Teoria Geral, e a chamada revolução keynesiana que se seguiu, teve como consequência a alteração do **objetivo** de grande parte dos pesquisadores para a **tentativa de se prever** qual seria o **nível dos agregados econômicos em determinado período**, considerando dados os valores anteriores destes. Ao fazer isto, esperava-se poder reverter os efeitos negativos dos ciclos com políticas específicas, bem como alterações institucionais, conforme o caso”. (Grifo do autor)

A alteração dos objetivos na tentativa de se prever as flutuações dos

---

<sup>2</sup> Este é um exemplo clássico de regressão espúria. Ver JOHNSTON (2000, p.84)

agregados econômicos em função de dados dos períodos anteriores começaram a ser baseadas nas hipóteses das diversas escolas de pensamento como keynesianos<sup>3</sup>, modelos de ciclos reais de negócios (RBCs)<sup>4</sup> e monetaristas, este último, o pilar teórico da nossa pesquisa.

Estamos numa área que coexistem várias opiniões macroeconômicas diferentes. Segundo SACHS (1995, p.578):

“ ... nem os trabalhos empíricos nem os teóricos conseguiram chegar a uma conclusão definitiva sobre os tópicos importantes.”

Ou como diz LONG-PLOSSER (1983, p.39):

“...na literatura econômica nos últimos anos encontramos dúzias de pesquisas com diversas abordagens sobre ciclos de negócios, porém com diversas situações ainda não completamente explicadas...”

Em qualquer escola de pensamento, dadas as hipóteses, é possível notar que ao longo do tempo as principais variáveis macroeconômicas sofrem alterações no curto prazo e exibem uma tendência no longo prazo.

Apesar das divergências entre pesquisadores e de episódios cíclicos em diversos países não serem idênticos, percebe-se características gerais que tornam a

---

<sup>3</sup> Ver KEYNES (1936), LUCAS (1972), FISCHER (1977), LUCAS (1980), CARVALHO (1982) e MANKIWI (1985).

<sup>4</sup> Ver HODRICK-PRESCOTT (1980), KYNDLAND-PRESCOTT (1982), PLOSSER-LONG (1983), HANSEN (1985), MENDOZA (1991), HORNSTEIN (1993), BARRO-KING (1994), KEHOE (1994), KEHOE-PERRY (1998), BASU-TAYLOR (1999), MAFFEZZOLI (2000), VAL-FERREIRA (2002) e KANCZUK (2002).

teoria dos ciclos de negócios um estudo sistemático das variáveis econômicas.

Diante das diversas vertentes do pensamento macroeconômico e pelas diversas alternativas de estudo, percebe-se nos últimos anos uma grande variedade de diferentes modelos, hipóteses e técnicas que podem ser empregados para analisar o comportamento da economia sobre ciclos de negócios.

### 3.3. O DEBATE SOBRE CICLOS ECONÔMICOS À LUZ DOS MONETARISTAS

#### 3.3.1. Monetaristas

Monetarismo é o nome que BRUNNER (1968) atribuiu a proposições sobre a relação entre moeda e outras variáveis econômicas como produto, preços e taxas de juros, que em anos anteriores, os economistas Keynesianos negaram. Especificamente, segundo BORDO-SCHWARTZ (2003) os monetaristas consideraram que havia uma forte relação entre equilíbrio de moeda e renda nominal, enquanto Keynesianos consideravam isto como uma fraca relação.

Até mesmo a proposição monetarista clássica de que a inflação é um fenômeno monetário, para muitos Keynesianos, antes de 1970, era inaceitável.

Isto não é uma regra, porém, segundo BORDO-SCHWARTZ (2003) é a posição monetarista ortodoxa. Seguidores do monetarismo aceitam a teoria da quantidade de moeda para explicar a inflação e deflação, embora diferem na importância em suas abordagens<sup>5</sup>

Embora há visões diferentes dentro da corrente monetarista, com versões individuais não sendo totalmente idênticas, quatro porta-vozes principais do monetarismo podem ser nomeados: por um lado, Milton Friedman e Anna Schwartz, e por outro, Karl Brunner e Allan Meltzer.

FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963) interpretam a teoria da demanda por

---

<sup>5</sup> Ver MEYER (2001), TODD (1991), PURVIS (1980), HOOVER (1995).

moeda como um tópico especial. Para eles, a demanda por moeda das famílias é dependente do total de riqueza humana (restrição de orçamento), do preço esperado dos bens, de formas alternativas de riqueza, da taxa intertemporal de substituição, gostos e preferências de consumidores. Distinguem a demanda por moeda pelas famílias em elementos reais, nominais e abstratos.

Por outro lado, a demanda por moeda das empresas **é uma demanda que** depende dos serviços produtivos, do custo de reter moeda, dada pela taxa de juros, o custo de serviços produtivos substitutos e o valor do produto final dos serviços produtivos.

Do ponto de vista de FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963), a distinção da demanda por moeda Keynesiana entre motivos de “equilíbrio ativo e inativo”, “equilíbrio transação” e “equilíbrio especulação” são irrelevantes. Cada unidade monetária é comparada com uma variedade de bens, serviços ou investimentos que as famílias ou empresas podem adquirir.

De acordo com FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963), três hipóteses são aceitas em relação a demanda por moeda. A primeira diz que a demanda por moeda é **altamente** estável, devido a dependência do nível de renda nominal, juros e preços. A segunda diz que apesar de mudanças significativas em arranjos que determinam a quantidade de moeda em cada período, as relações entre mudanças dos negócios e mudanças monetárias permanecem a mesma. A terceira diz que a moeda é a variável chave para explicar as flutuações econômicas, incluindo profundas depressões, inflações significativas e movimentos de longo prazo continuadas em uma única direção (expansões e recessões).

Estes eventos justificam que inovações na taxa de crescimento da moeda são acompanhadas por mudanças na mesma direção no produto e preços e que não há nenhuma perturbação em outra variável comparável com a ação da moeda e a sua força na economia. Em outras palavras a relação consistente entre moeda e produto tem que refletir um funcionamento de influência da moeda dentro dos ciclos de negócios.

Assim, a mudança na taxa de crescimento da moeda é uma condição suficiente e necessária para mudanças apreciáveis na taxa de crescimento do produto e preços. FRIEDMAN-SHWARTZ (1963) discutem estes aspectos, com grande detalhamento, em períodos de curto e longo prazo da economia americana durante vários ciclos de negócios, inclusive no período da Grande Depressão.

Para períodos curtos, mudanças inesperadas na taxa de crescimento da moeda mostram uma influência positiva considerável na taxa de crescimento de produção.

Segundo BORDO-SHWARTZ (2003, p.8) estimativas da relação entre moeda e produto, para a economia americana, entre 1867-1960, indicavam na época que, a relação da mudança de porcentagem no produto devido a mudança de porcentagem associada a moeda era de 1,84.

Assim um esboço do mecanismo de transmissão que poderia explicar como mudanças monetárias produzem flutuações cíclicas no produto foi originado por FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963). O mecanismo enfatiza que ajustes de fluxos monetários representam um papel chave para determinar os ciclos de negócios. Os efeitos da moeda são transmitidos por um canal que vai além da taxa de juros e recursos financeiros. Inclui também os preços de bens e serviços.

Embora sem um modelo explícito de transmissão de política monetária, Friedman-Schwartz documentaram uma relação íntima entre moeda, taxa de juros, produto nominal e o nível de preço.

Karl Brunner e Allan Meltzer, em uma série de artigos publicados entre 1972 a 1993<sup>6</sup>, elaboraram um esboço de mecanismo de transmissão de política monetária, sob hipótese de um mercado de crédito, introduzindo a moeda, dívida governamental e capital real. A moeda difere dos outros dois itens por causa de suas vantagens, inclusive de liquidez, em um mundo de incerteza. O público pode reter os três recursos em troca de juros pagos pelas instituições financeiras, certificados de posse de valores

---

<sup>6</sup> Ver Brunner-Meltzer (1972, 1976 e 1993).

da dívida do governo e ações de empresas.

Cada instituição (banco, governos e empresas) determina taxas separadas para cada obrigação a ser comercializada. Os autores especificam as condições de equilíbrio do mercado de crédito e mercado monetário, respectivamente, montando um modelo com o orçamento governamental restrito, uma função de oferta agregada e uma função de demanda agregada. O equilíbrio no mercado de crédito e moeda envolve a oferta de moeda do sistema bancário e multiplicadores de demanda de crédito.

O núcleo do modelo de Brunner-Meltzer é a ênfase na desagregação do mercado de ativos de maneira que o modelo traduz ações monetárias e fiscais para controlar mudanças de preços e produção. O mecanismo de transmissão na função de demanda agregada envolve taxa de juros e efeitos de bem estar.

A política monetária no curto prazo tem efeitos reais importantes por causa da presença da rigidez dos salários nominais e atrasos no ajuste da inflação esperada.

Brunner-Meltzer, trabalhando na tradição Walrasiana, incorporaram diversas doutrinas nos modelos de equilíbrio gerais que eles desenvolveram nos anos sessenta e setenta. A série de trabalhos de Brunner-Meltzer serviu como um bloco de construção importante à síntese do monetarismo moderno e o mecanismo de transmissão de política monetária.

Portanto, num contexto geral, a escola monetarista se enquadra no modelo de propagação de ciclos. Estes modelos assumem que mudanças exógenas ou choques monetários levam economias a flutuar em torno da tendência.

Por exemplo, para os teóricos neoclássicos monetaristas, um ciclo iniciado com choques monetários leva a fortes conclusões de que a moeda não é completamente neutra no curto prazo e afetam variáveis reais da economia.

Para a escola monetarista uma economia passa por fases de recessão e expansão a partir de choques monetários: um aumento inesperado no estoque nominal de moeda terá repercussões de curto e longo prazo nas variáveis reais e nominais. A curto prazo uma variação positiva do estoque nominal de moeda pode causar queda

nas taxas de juros, que por sua vez aumentam o investimento, aumentam a demanda agregada, aumenta o nível de produto e aumenta preços. No longo prazo o efeito monetário terá impacto apenas no preço, ou seja, aumentando o estoque nominal de moeda, aumenta o nível de preços.

TODD (1991) apresenta evidências baseadas em análises multivariadas com estudos de séries temporais para observar a teoria monetarista. Com resultados advindo do VAR, demonstra que certos padrões da teoria monetária são consistentes e semelhantes entre países enquanto outras hipóteses são mais difíceis de explicar pela controvérsia existente entre as pesquisas principalmente pelo tipo de dados utilizados.

Recentes estudos empíricos como KING (1983), EINCENBAUM-SINGLENTON (1986), RUNKLE (1987), SPENCER (1989), BASU-TAYLOR (1999) e GORDON-LEEPER (1995), encontram evidências a favor da teoria monetária de que os choques monetários são as causas principais das flutuações econômicas.

BASU-TAYLOR (1999), por exemplo, dividiram a economia quanto aos tipos de regimes monetários: padrão-ouro de 1870-1914, padrão ouro entre guerras de 1919-1939, padrão de câmbio fixo Bretton-Woods de 1945-1971 e a Era do câmbio flutuante de 1971 até a 1997. Comparando variáveis de quinze países como produto agregado, preços, taxas de juros, salários reais, taxas de câmbio, consumo e investimento, Basu-Taylor, observaram que as variáveis ficaram menos voláteis após 1945; que os choques monetários afetam a economia no curto prazo; e a relação entre as flutuações e regimes monetários aumenta o foco neoclássico de que a moeda é importante na dinâmica das causas dos ciclos econômicos.

Para BASU-TAYLOR(1999) se a moeda fosse neutra as variações nas taxas de câmbio real deveriam mostrar os movimentos inflacionários dos países.

### 3.3.1.1. A Abordagem Empírica de Sims à Luz da Teoria Monetária

Para observar as hipóteses da teoria monetária, pesquisadores tentam

comprovar os efeitos monetários a partir de análises empíricas em diversos países.

A essência do monetarismo é a convicção que a política monetária é uma causa importante das flutuações no crescimento do produto e no nível de preço. Porém esta essência é vaga para ser usada ou testada pelos macroeconomistas.

Assim, versões operacionais cercam a convicção da essência do monetarismo com declarações mais específicas do que a política monetária significa e o quanto importante ela é para um país.

SIMS (1980), por exemplo, utilizando a metodologia VAR, examinou uma versão do monetarismo que ele chamou de monismo. De acordo com Sims, o monismo é decomposto em duas partes. Primeiro, ele considera que a moeda é a causa principal das flutuações nos ciclos de negócios, e segundo, a moeda em circulação, é um bom indicador de política monetária.

Neste caso, o papel da moeda na determinação do nível de produção é a solução trivial do modelo VAR quando são incluídas taxas de juros no sistema. Sims, no entanto, chega a um resultado que contradiz a teoria monetária. Segundo sua pesquisa são as taxas de juros que representam um papel principal na economia, porque a cadeia causal corre de taxas de juros, para moeda, para produção, e para o nível de preço. Assim Sims critica a evidência dos monetaristas, liderados por FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963) sobre os choques monetários.

### 3.3.1.2. O Monismo de Sims

SIMS (1980) analisou o comportamento dinâmico da economia americana no período pós-guerra, em especial, a relação entre moeda e produção. O enfoque de Sims, inicialmente, era como o bom desempenho da economia americana se comportava perante as previsões de uma versão simples e bastante forte da teoria monetarista, que ele chamou de monismo<sup>7</sup>. Esta forma de monetarismo tem quatro

---

<sup>7</sup> Ver SIMS (1987, p.448).

elementos chave.

SIMS (1980, p. 250) listou explicitamente dois elementos característicos do monismo:

- a) a política monetária e sua instabilidade são as causas primárias das flutuações nos ciclos de negócios;
- b) o caminho de tempo da quantidade de moeda em circulação é um bom indicador de política monetária.

Outras versões do monetarismo diferem pelo menos em um destes pontos: segundo TODD (1991, p.3), por exemplo, a regra primária de política monetária como a causa das flutuações nos ciclos de negócios é menos importante (não demite sua importância completamente) e a quantidade de moeda, por si só, não é necessariamente um bom indicador de política monetária.

Os outros dois elementos chave do monismo, listados por Sims, são expressos por autores monetaristas dos anos sessenta e setenta, como FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963) e POOLE (1978):

- c) mudanças inesperadas no aumento da oferta de moeda é a causa primária dos ciclos de negócios porque estas mudanças causam e conduzem, pelo menos no curto prazo, uma relação positiva referentes as mudanças na produção;
- d) mudanças na quantidade de moeda é um determinante primário, pelo menos no longo prazo, nas mudanças no nível de preço e está relacionado positivamente com as variações de inflação; ou seja, um aumento na quantidade de moeda ofertada, no longo prazo, causa inflação.

No modelo VAR, utilizado por SIMS (1980), cada variável usada no sistema é equacionada como uma função linear de valores passados de si mesmo, valores passados das outras variáveis do sistema e componentes não randômicos como termos constantes ou funções de polinômio no tempo.

Para testar o monismo e calcular se a quantidade de moeda exerce papel central na macroeconomia para explicar flutuações de produto e preços, SIMS (1980) usou amostras mensais dos Estados Unidos entre 1947-1978 das quatro variáveis (produção, preços, taxas de juros e moeda) no período pós-guerra, a ferramenta econométrica VAR, a FEVD e a FRI.

Sims escolheu dados mensais em vez de dados trimestrais ou anuais, na esperança de adquirir medidas mais precisas das interações dinâmicas entre as variáveis.

Como medida e indicador de produção Sims usou como proxy a produção industrial, disponibilizado pelo *Federal Reserve Board of Governors*, pois na época o Departamento de Comércio dos Estados Unidos não disponibilizara a série mensal. Quanto ao nível de preço, Sims utilizou o índice de preço do produtor (PPI), extraído do *U.S Labor Department*. Para taxa de juros ele usou a “papel comercial” (C-paper) e para representar o estoque de moeda, ele escolheu  $M_1$ , que é uma medida padrão de moeda que consiste na soma de papel moeda corrente em poder do público e depósitos à vista em conta corrente. Ambos, taxas de juros e moeda foi coletado junto ao *Federal Reserve Bank*.

Sims especifica um VAR dos logaritmos de cada uma das quatro variáveis sendo que cada equação tem a mesma forma: 49 coeficientes desconhecidos a serem estimados. Destes coeficientes um é o termo constante e os outros coeficientes são constantes multiplicadas pelas respectivas variáveis defasadas<sup>8</sup>.

O modelo VAR de Sims tem as seguintes formas funcionais:

---

<sup>8</sup> Sims usou 12 defasagens resultando na estimação de 49 coeficientes por equação.

$$r_t = k_r + \sum_{i=1}^{12} a_{ri} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} b_{ri} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} c_{ri} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} d_{ri} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{rt} \quad (1)$$

$$m_t = k_m + \sum_{i=1}^{12} a_{mi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} b_{mi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} c_{mi} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} d_{mi} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{mt} \quad (2)$$

$$p_t = k_p + \sum_{i=1}^{12} a_{pi} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} b_{pi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} c_{pi} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} d_{pi} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

$$y_t = k_y + \sum_{i=1}^{12} a_{yi} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} b_{yi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} c_{yi} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} d_{yi} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (4)$$

Onde  $t$  denota tempo;  $r$ ,  $m$ ,  $p$  e  $y$  são os logaritmos da taxa de juros, moeda, preços e produto respectivamente;  $k$ ,  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $d$  são os coeficientes que determinam como as variáveis interagem;  $p$  é o número de defasagens utilizada no modelo VAR;  $\varepsilon_s$  são erros do tipo ruído branco que capturam o montante não explicado ou movimentos inesperados de cada equação.

Sims calculou os 49 coeficientes desconhecidos do modelo VAR, aplicando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e a matriz de variância e covariância dos erros estimada ( $\Sigma$ ), como medida da correlação entre os movimentos surpresa em cada variável.

Após estimar o VAR, Sims mediu as interações dinâmicas entre as variáveis de dois modos diferentes: pela FEVD e FRI.

Sob hipóteses monetaristas, por exemplo, após a análise da decomposição da variância (FEVD) e função impulso resposta (FRI), Sims poderia esperar que uma inovação na quantidade de moeda não antecipada pelo governo (p.e. política monetária expansionista) iria, durante os períodos de tempo subseqüentes, causar impactos positivos de curto prazo relativos ao aumento produção e impactos negativos para a economia de longo prazo relativo ao aumento de preços, causando inflação.

Assim antes de gerar o impulso em alguma variável do sistema VAR, fixa-se hipóteses à luz da teoria econômica (no caso a teoria monetária), requerendo a noção do movimento “resposta” das variáveis.

O vetor transposto do erro,  $\varepsilon_t = \begin{vmatrix} \varepsilon_{rt} & \varepsilon_{mt} & \varepsilon_{pt} & \varepsilon_{yt} \end{vmatrix}'$ , em conjunto, resume os

movimentos surpresa do modelo no momento  $t$ . Mas a teoria econômica e a matriz estimada de variâncias e covariâncias sugerem que os componentes individuais deste vetor estejam relacionados. Assim, não faria sentido, por exemplo, tratar  $\varepsilon_{rt}$  e  $\varepsilon_{mt}$  como se fossem movimentos surpresas independentes na taxas de juros e moeda, respectivamente.

Sims, através de hipóteses monetaristas entre variáveis, resolveu este problema assumindo um modelo com regras de causalidade, que chamou de identificação do modelo de política monetária, para derivar as correlações entre os componentes estimados  $\varepsilon_t$ 's de um conjunto subjacente de choques não correlacionados na economia.

Na identificação o vetor dos erros,  $\varepsilon_t$ , contém estimativas dos erros na forma reduzida. No vetor  $\varepsilon_t$ , assume-se que os elementos  $\varepsilon_t$ 's, são funções de choques não observáveis para previsão entre relações de demanda e oferta de moeda<sup>9</sup>.

Sims (1980) assume uma cadeia causal entre as variáveis da seguinte forma: taxas de juros, moeda, preços e produção. Esta suposição implica que os vetores na forma reduzida são relacionados aos choques subjacentes de acordo com o modelo:

$$\varepsilon_{rt} = \mu_{rt} \quad (5)$$

$$\varepsilon_{mt} = \alpha_m \cdot \mu_{rt} + \mu_{mt} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{pt} = \alpha_p \cdot \mu_{rt} + \beta_p \cdot \mu_{mt} + \mu_{pt} \quad (7)$$

$$\varepsilon_{yt} = \alpha_y \cdot \mu_{rt} + \beta_y \cdot \mu_{mt} + \gamma_y \cdot \mu_{pt} + \mu_{yt} \quad (8)$$

Onde os  $\varepsilon_t$ 's denotam erros na forma reduzida;  $\mu_t$ 's denotam choques subjacentes entre oferta e demanda;  $\alpha, \beta$  e  $\gamma$ 's, são os coeficientes que unem os choques subjacentes para os erros na forma reduzida. O modelo pode ser interpretado de duas maneiras:

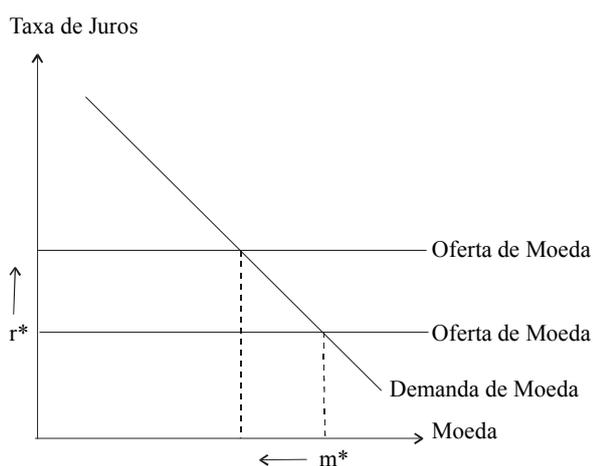
---

<sup>9</sup> Há interpretações ambíguas diferentes de acordo com as correntes, conforme Figuras 1 à 4 .

a) regra causal da taxa de juros para a moeda quando a oferta de moeda é horizontal e demanda por moeda é negativamente inclinada (Figura 1) ou quando a demanda por moeda é horizontal e a oferta de moeda é positivamente inclinada (Figura 2);

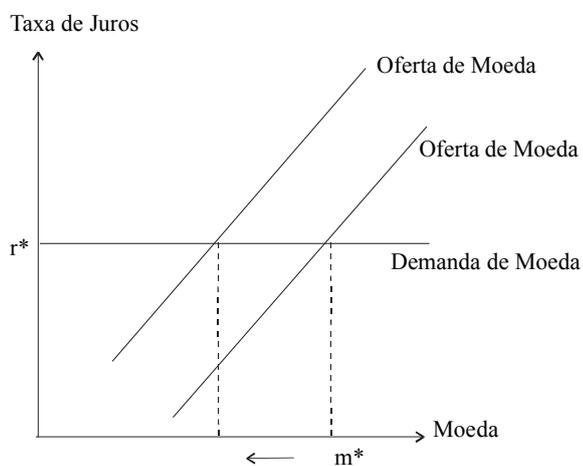
b) regra causal da moeda para a taxa de juros quando a oferta de moeda é vertical e demanda por moeda negativamente inclinada (Figura 3) ou quando a oferta de moeda é positivamente inclinada e demanda por moeda é vertical (Figura 4).

FIGURA 1 - REGRA CAUSAL TAXA DE JUROS PARA MOEDA QUANDO A OFERTA DE MOEDA É HORIZONTAL E DEMANDA É NEGATIVAMENTE INCLINADA



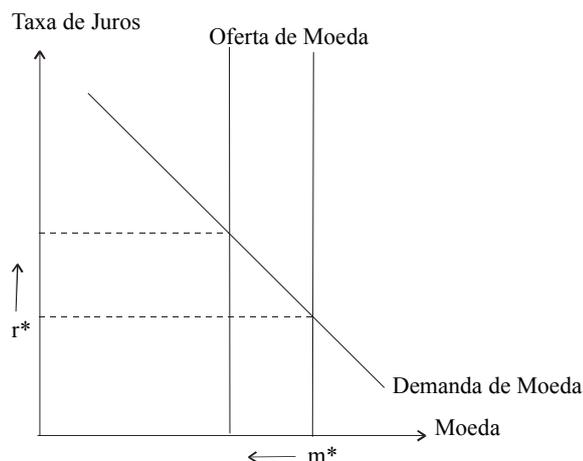
FONTE: TODD (1991)

FIGURA 2 - REGRA CAUSAL TAXA DE JUROS PARA MOEDA QUANDO A OFERTA DE MOEDA É POSITIVAMENTE INCLINADA E DEMANDA É HORIZONTAL



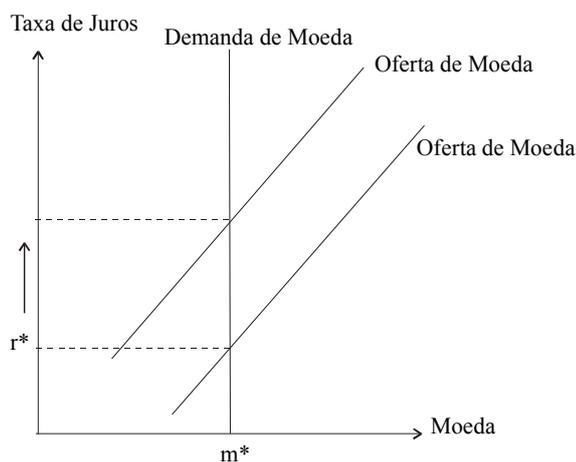
FONTE: TODD (1991)

FIGURA 3 - REGRA CAUSAL MOEDA PARA TAXA DE JUROS QUANDO A OFERTA DE MOEDA É VERTICAL E DEMANDA É NEGATIVAMENTE INCLINADA



FONTE: TODD (1991)

FIGURA 4 - REGRA CAUSAL MOEDA PARA TAXA DE JUROS QUANDO A OFERTA DE MOEDA É POSITIVAMENTE INCLINADA E DEMANDA É VERTICAL



FONTE: TODD (1991)

A provável interpretação que Sims teve quanto a causalidade é mostrada na Figura 1, onde a curva de oferta de moeda horizontal é mostrada pela equação  $\epsilon_{rt} = \mu_{rt}$  e a curva de demanda por moeda negativamente inclinada é mostrada pela equação  $\epsilon_{mt} = \alpha_m \cdot \mu_{rt} + \mu_{mt}$ <sup>10</sup>. Aqui pode-se aplicar uma política monetária contracionista não predita aos agentes econômicos, por exemplo, fixando  $\mu_{rt}$ , na equação de oferta de moeda, a um número positivo. Este choque aumenta a taxa de juros, inicialmente fixada em  $r^*$ , fazendo com que a oferta de moeda se desloque para cima. Em termos

<sup>10</sup> Esta interpretação requer que o coeficiente angular,  $\alpha_m$ , seja negativo.

econômicos, o aumento da taxa de juros não predita conduz a um declínio não esperado na quantidade de moeda de equilíbrio com os consumidores e firmas movendo-se para cima ao longo da curva de demanda por moeda.

Outra interpretação do modelo é ilustrado na Figura 2, onde a curva de demanda de moeda horizontal é mostrada pela equação  $\epsilon_{rt} = \mu_{rt}$  e a curva de oferta por moeda positivamente inclinada é mostrada pela equação  $\epsilon_{mt} = \alpha_m \cdot \mu_{rt} + \mu_{mt}$ <sup>11</sup>. Sob este esquema, por exemplo, a política monetária contracionista pode ser aplicada, fixando  $\mu_{mt}$ , na equação da oferta de moeda a um número positivo, conduzindo graficamente, a um deslocamento inesperado para cima e para a esquerda na curva de oferta. Em termos econômicos ocorrerá uma queda na quantidade de moeda de equilíbrio mantendo as taxas de juros inalteradas em  $r^*$ .

Aqui movimentos surpresa nas taxas de juros só seriam causados através de choques na demanda por moeda através, por exemplo, da variação do produto. Estes choques induziriam a uma inesperada mudança na quantidade de moeda, fazendo com que a autoridade monetária de um país altere sua provisão de moeda ao longo de sua curva em resposta ao movimento de taxas de juros não prevista advinda da variação da demanda. A interpretação da Figura 2, na prática, parece ser menos plausível que a interpretação da Figura 1, porém é a única explicação consistente com equações (5) a (8) quando,  $\alpha_m$  (agora o declive da curva de oferta de moeda), é positivo.

Para monetaristas como FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963) e TODD (1991) a cadeia causal da economia inicia com um choque na moeda, depois para taxas de juros, produto e preços. Esta ordem trocada entre taxa de juros e moeda exige a substituição da equações (5) e (6) por (9) e (10):

$$\epsilon_{mt} = \mu_{mt} \tag{9}$$

$$\epsilon_{rt} = \alpha_r \cdot \mu_{mt} + \mu_{rt} \tag{10}$$

---

<sup>11</sup> Esta interpretação requer que o coeficiente angular,  $\alpha_m$ , seja positivo.

Assim a Figura 3 ilustra a cadeia causal tipicamente monetarista quando  $\alpha_r$ , o declive da curva de demanda por moeda, é negativo. A equação  $\varepsilon_{rt} = \alpha_r \cdot \mu_{mt} + \mu_{rt}$  representa a curva de demanda por moeda negativamente inclinada e a equação  $\varepsilon_{mt} = \mu_{mt}$  representa a curva de oferta de moeda vertical. Aqui as autoridades monetárias podem praticar uma política monetária contracionista fixando a quantidade de moeda na equação da oferta, dado por  $\mu_{mt}$  a um número negativo, fazendo com que a oferta de moeda, graficamente, se desloque para a esquerda.

Esta inesperada queda na quantidade de moeda pelos agentes econômicos (firmas e consumidores) conduziria a um aumento inesperado simultaneamente na taxa de juros, com o ajuste em direção ao equilíbrio entre consumidores e firmas movendo-se ao longo da curva de demanda.

Por fim, se o coeficiente  $\alpha_r$  for positivo, a curva de oferta de moeda é positivamente inclinada. A corrente de Friedman, neste caso, demonstraria a cadeia causal entre moeda e taxa de juros nas relações de demanda e oferta de moeda mostrada na Figura 4. Aqui,  $\varepsilon_{mt} = \mu_{mt}$  representa a curva de demanda vertical e a equação  $\varepsilon_{rt} = \alpha_r \cdot \mu_{mt} + \mu_{rt}$  representa a oferta de moeda positivamente inclinada.

A política monetária contracionista, por exemplo, pode ser conduzida se as autoridades monetárias fixarem um valor positivo para  $\mu_{mt}$ . Este choque produziria um deslocamento inesperado na oferta de moeda na visão do público e taxas de juros mais altas, porém não causaria nenhuma mudança na quantidade de moeda equilíbrio, que permanece em  $m^*$ .

Como dito anteriormente na Figura 1, Sims não disse explicitamente, se seus estudos iniciaram através de um regime de política não monista (Figura 1 e 2). Neste regime, a quantidade de moeda não é indicador de política monetária; sendo a taxa de juros a variável “chave”, que deve ser fixada pelas autoridades monetárias, para o ajuste macroeconômico.

Sims aqui observou a variância entre o valor esperado e o valor observado na taxa de juros no momento  $t$ , ou  $\varepsilon_{rt} = \mu_{rt}$ , e interpretou isto como um choque na função de oferta de moeda horizontal. Este choque do ponto de vista do VAR é randômico,

mas foi pensado por Sims como se o choque fosse gerado pelas decisões não randômicas da autoridade monetária.

Em efeito, Sims assumiu que no regime não-monista, que opera contra a política monetária tradicional, a taxa de juros é o remédio para a cura de doenças macroeconômicas de crescimento do produto no curto prazo.

Após a verificação causal entre monetaristas e Sims sobre a taxa de juros e moeda, pode-se através das equações (7) e (8) observar o impacto causado nas variáveis preço e produto.

A equação (7) mostra que a mudança nos preços, dado pelo choque  $\varepsilon_{pt}$ , deve-se a três componentes: uma parcela  $\alpha_p \cdot \mu_{rt}$  que reflete um choque pela taxa de juros, uma parcela  $\beta_p \cdot \mu_{mt}$  que reflete um choque através da demanda por moeda e uma parcela  $\mu_{pt}$  que representa o movimento surpresa restante nos preços no momento t.

Semelhantemente, a interpretação exata na modificação da produção pode ser visto pela equação (8), dado pelo choque  $\varepsilon_{yt}$  que divide-se em quatro componentes. Os componentes de interesse para Sims são as parcelas  $\alpha_y \cdot \mu_{rt}$  e  $\beta_y \cdot \mu_{mt}$ , que refletem os efeitos na produção originada do choque na taxa de juros e demanda por moeda, respectivamente. Os outros dois componentes são  $\gamma_y \cdot \mu_{pt}$  e  $\mu_{yt}$ . A parcela  $\gamma_y \cdot \mu_{pt}$  está associada ao fator preços e a parcela  $\mu_{yt}$  representa um choque randômico em outros fatores que são possíveis de alterar o produto.

Em anotação matricial, o modelo pode ser escrito como:

$$\varepsilon_t = A \cdot \mu_t \quad (11)$$

Onde:

$$\varepsilon_t' = \left| \varepsilon_{rt} \quad \varepsilon_{mt} \quad \varepsilon_{pt} \quad \varepsilon_{yt} \right|' \quad (12)$$

$$\mu_t' = \left| \mu_{rt} \quad \mu_{mt} \quad \mu_{pt} \quad \mu_{yt} \right|' \quad (13)$$

E a matriz de coeficientes A, é:

$$A = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_m & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_p & \beta_p & 1 & 0 \\ \alpha_y & \beta_y & \gamma_y & 1 \end{vmatrix} \quad (14)$$

O padrão triangular da matriz A, com uns na diagonal principal e zeros acima reflete o padrão causal provável de SIMS (1980). Para tornar a hipótese operacional Sims usou elementos da matriz de variância e covariância dos resíduos para calcular os parâmetros  $\alpha, \beta$  e  $\gamma'_s$ .

### 3.3.1.3. O Resultado de Sims - Resultados Controversos com a Teoria Monetária

A teoria monetarista, testada por SIMS (1980) através do VAR resultou em resultados inesperados. As estatísticas contradizem a forma simples da teoria monetária, vigente na década de 60 e 70, pelo seguinte aspecto: os resultados mostraram que choques associados às variações da moeda representaram um papel muito pequeno na determinação do produto pós-guerra.

O papel da moeda na determinação do produto foi tão pequeno que SIMS (1980) parecia desafiar modelos da corrente monetarista liderados por Friedman (argumentavam que as flutuações do produto eram causadas pela ação da moeda pelo menos em algum grau).

SIMS (1980 p.252) diz:

“my result is strikingly nonmonetarist”.

Ou seja, "meu resultado é notavelmente não monetarista". Pelo VAR, choques não esperados associados à moeda não eram a fonte dominante das flutuações da produção. Este modelo Sims identificou como regime de política não monista.

Outro aspecto identificado no resultado do VAR de Sims foi a cadeia causal que ocorreu de taxas de juros para moeda, para preços e por fim para o produto.

Prevendo a produção frente à quatro anos, Sims calculou os resíduos do modelo e os efeitos cumulativos de um choque na oferta de moeda,  $\mu_{mt}$ . Para surpresa o comportamento do sistema VAR via decomposição da variância dos erros de previsão mostrou que a moeda respondeu somente por 4% da média do erro ao quadrado e que a política monetária via choque na taxas de juros foi bem mais importante, respondendo por 30% daquele erro.

A origem do resultado da insignificância de choques associados com a quantidade de moeda, segundo Sims, foi devido a hipótese da causalidade do regime de política não monista, onde choques de moeda acontecem do lado da demanda em vez do lado da oferta de moeda e decisões de políticas monetárias.

Para afirmar a hipótese supracitada, Sims repetiu a análise via hipótese monista, ou seja, conduzindo a análise via uma cadeia causal diferente: de moeda, para taxas de juros, para preços e depois para produção (Figuras 3 e 4).

Ele descreveu  $\varepsilon_{mt}$  como  $\mu_{mt}$ ,  $\varepsilon_{mt} = \mu_{mt}$ , e identificou isto como um choque de política monetária numa curva de oferta de moeda vertical. Neste cenário,  $\varepsilon_{rt}$ , foi interpretado como sendo um componente que representa movimentos ao longo da curva de demanda por moeda em resposta a choques de oferta de moeda e um componente,  $\mu_{rt}$ , que representa aumentos na demanda por moeda.

O resto da cadeia era como antes, com  $\mu_{mt}$  e  $\mu_{rt}$  representando os papéis nomeados previamente (ver 3.3.1.2). Esta identificação assume que os choques na oferta de moeda refletem decisões da política monetária via condução primária de alteração na moeda.

Assim, mesmo após encontrar fortes evidências contra o monismo, a forma simples do monetarismo<sup>12</sup> que ele identificou através das 4 variáveis, Sims (1980) não

---

<sup>12</sup> A versão monetarista afirma que a melhor medida de política monetária era alterar a quantidade de moeda e política monetária era a causa principal de flutuações de produção no curto prazo.

era 100% confiante sobre sua evidência de que a moeda não teve papel significante na flutuação da produção. Porém no escrito de 1987, Sims argumenta que a baixa estimativa da moeda para determinar a produção é provavelmente bastante precisa e portanto robusta contra a forma particular do monetarismo que ele chamou de monismo<sup>13</sup>.

Explorando as implicações da sua versão não monista, Sims tentou reinterpretar estatisticamente o novo fato, que contradizia a teoria documentada anteriormente por estudiosos monetaristas, onde a flutuação na moeda causa correlação positiva com flutuações na produção.

SIMS (1980) notou pela decomposição da variância dos erros de previsão, que choques nas taxas de juros, em 4 anos, causou uma variação de 50% na oferta de moeda. Além disso, as funções de resposta ao impulso na taxa de juros mostraram que, ambos, produção e moeda responderam a choques nas taxas de juros de modo semelhante: um processo suave e com declínio contínuo ao longo do tempo.

Dada a resposta estatística comum da produção e moeda perante choques nas taxas de juros, Sims, então, propôs como uma alternativa contra o monismo, a decisão das autoridades monetárias em alterar primeiro a taxa de juros em vez da moeda.

Segundo a metodologia VAR, as taxas de juros explicam a correlação empírica entre a flutuação da moeda e produção.

Com o resultado estatístico, Sims também ofereceu uma alternativa teórica. Ele esboçou um modelo de investimento Keynesiano onde quedas antecipadas no retorno real do capital aumentam com a variação positiva nas taxas de juros atuais e, com atraso, diminui a produção. Esta queda antecipada no produto, segundo Sims, causa queda gradual no estoque de moeda, e um pouco à frente do declínio atual na produção, reduz suavemente a demanda por moeda.

---

<sup>13</sup> SIMS (1987, pp 443, 448) e SIMS (1989, p.491).

### 3.3.1.4. Alguns Críticos do Não Monismo de Sims

A versão de SIMS (1980) contra o monetarismo recebeu muita atenção pelo resultado surpreendente de que a moeda tem um papel insignificante na determinação de produção. Uma linha crítica durante os anos 80 argumentava que os resultados empíricos do VAR de Sims, no geral, não são robustos. As críticas aos resultados de Sims focaram na participação da moeda e taxas de juros pela decomposição da variância dos erros de previsão da produção.

Céticos como KING (1983), RUNKLE (1987) e SPENCER (1989) questionaram a robustez da conclusão de Sims e a robustez do VAR contra o monetarismo. Eles trocaram algumas variáveis que Sims escolheu por outras variáveis igualmente plausíveis e alguns dos resultados debilitam consideravelmente o modelo não monetarista (ver Tabela 1).

KING (1983,p.7) notou que a interpretação dos resultados de Sims influenciou vários autores a reformular teorias dos ciclos de negócios concentrando-se na causação oferta de moeda e taxa de juros sobre o produto de curto prazo.

TABELA 1- RESULTADOS DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DO PRODUTO(FEVD) DO MODELO VAR DE ALGUNS CRÍTICOS DE SIMS

Autores	Variáveis Utilizadas			Característica do Modelo VAR				FEVD do y em %	
	r	p	y	Lags	Constante/ Tendência	Dados	Amostra	m	r
Sims (1980)	C-Paper	PPI	IP	12	C	Mensal	48:1 a 78:12	4	30
King (1983)	T-Bills	PPI	IP	24	C/T	Mensal	50:1 a 81:6	24	29
Einchenbaum (1986)	T-Bills	CPI-S	IP	12	C/T	Mensal	59:2 a 79:12	19	27
Runkle(1987)	C-Paper	PPI	IP	4	C/T	Trimestral	48:1 a 78:IV	22	34
Runkle(1987)	T-Bills	PPI	IP	4	C/T	Trimestral	48:1 a 78:IV	28	27
Spencer(1989)	T-Bills	CPI-S	IP	12,4	C/T, C	M/T	48:1 a 78:12	19,5/27	-
Todd (1991)	C-Paper /T-Bills	CPI-S /PPI	GNPr /IP	12 a 25	C/T, C	M/T	50:4 a 78:12	2	40

FONTES: TODD(1991), SIMS (1980), SPENCER(1989), RUNKLE (1987), KING(1983), EINCHENBAUM-SINGLENTON (1986)

NOTA: Todos os Estudos usaram  $M_1$  como medida de Moeda, PPI=Índice de Preço do Produtor, CPI-S= Índice de Preço do Consumidor, IP=Índice de Produção Industrial.

Outras modificações, também mostradas na Tabela 1, produziram evidências moderadas e pouco robustas quando incluíram uma tendência de tempo, ou trocaram dados mensais para trimestrais, somando mais defasagens nas variáveis e trocando

medidas alternativas das variáveis (por exemplo, substituindo o índice de preço do produtor pelo índice de preço do consumidor).

KING (1983), por exemplo, modificou as defasagens, incluiu uma tendência de tempo para o modelo do VAR de Sims, mudou os dados da taxa de juros usando a T-Bills, e então calculou o modelo para dados mais recentes de tempo (1950:1981) contra (1948:1978) de Sims.

As mudanças feitas por King, conduziram-o a um resultado monetarista, pois o comportamento do sistema VAR via decomposição da variância dos erros de previsão perante a produção vista quatro anos a frente mostrou que a moeda respondeu por 24% da média do erro ao quadrado e que a política monetária via choque na taxas de juros foi também importante, respondendo por 29% daquele erro.

Foram obtidos resultados semelhantes (ver Tabela 1) a favor do monetarismo para modelos que envolvem outras modificações como: dados trimestrais em Runkle (1987), doze defasagens em SPENCER (1989) e medidas diferentes do nível de preço e produção em KING (1983), EINCENBAUM-SINGLENTON (1986) e SPENCER (1989).

Assim os resultados dos críticos de Sims, mostram que no geral, ambas, a taxa de juros e a moeda são causadores das flutuações do produto, sendo que a taxa de juros tem um papel moderadamente mais significativo que a moeda.

A não robustez “aparente” da conclusão não monetarista de Sims conduziu críticos a questionar também a não robustez do VAR quanto a aplicação para estudos dos ciclos de negócios e a difusão do modelo como um fenômeno universal<sup>14</sup>.

Desafiando a robustez dos resultados de Sims, especialmente a insignificância da participação da moeda nas variações do produto, SPENCER (1989, p.453) questiona a necessidade de reformular a teoria dos ciclos de negócios, pois após divulgar seus resultados, não defende o monismo e também não está a favor do não monismo.

---

<sup>14</sup> Ver, por exemplo, RUNKLE (1987, p.442) e SPENCER (1989, pp 454-53).

O debate continuando entre Sims e críticos, segundo TODD (1991), sobrevive ao objeto de investigação e a metodologia VAR: será que a forma específica do monetarismo apresenta evidências empíricas que podem ser amplamente aceitas? Será que a metodologia de Sims, baseadas em análises de VAR com suposições estatísticas e teóricas mais elaboradas são as melhores ferramentas?

Segundo TODD (1991, p.2) o debate parece ser vigoroso sobre a evidência em uma teoria “descartada” produzida por uma metodologia “substituída”, porém permanece oportuno e importante. TODD (1991) reexamina as conclusões alcançadas por Sims e os demais críticos. Ele calcula centenas de variações possíveis do modelo VAR de Sims (trocando medidas das variáveis, defasagens, tendências) e escolhe resultados estatisticamente razoáveis para avaliar se as modificações propostas pelos críticos de Sims podem ser vistas como arbitrárias e se os resultados produzidos tem fortes evidências de não robustez.

Como a teoria monetarista que Sims examinou foi especificado em termos de conceitos genéricos como moeda e taxas de juros, a troca das séries de dados específicas, como medidas alternativas destes conceitos, por hipótese, devem ser testes válidos da robustez dos resultados de Sims. Assim o menos controverso das modificações entre Sims e críticos, segundo Todd, envolve a substituição de uma série de dados por outro, pois em princípio mede o mesmo conceito no mesmo intervalo de tempo.

Como medida do nível de preço, Todd usa o Índice de Preço do Produtor (PPI) e Índice de Preço ao Consumidor (CPI-S); como medida de produção, Todd usa o Produto Nacional Bruto (GNP) real e o Índice de Produção Industrial (IP); para taxas de juros, usa a T-Bills mensal e C-Paper. Finalmente, Todd examina duas medidas alternativas de moeda: a base monetária ( $M_1$ ) mais ( $M_2$ ), diferentemente de Sims e os demais críticos que só utilizaram  $M_1$ .

Estatisticamente, quanto às defasagens, Todd faz simulação usando de 12 a

25 defasagens para dados mensais e de 5 a 9 para dados trimestrais<sup>15</sup>. Quanto aos dados, utiliza amostras de 1950 a 1978.

As modificações restantes em relação a tendência e constantes são mais controversos. SIMS (1987, p.444) argumenta que adicionou tendências lineares na pesquisa de 1980, porque, por hipótese, as respostas da moeda e produção aos choques nas taxas de juros seriam graduais e lentas. Os críticos de Sims não tomam este cuidado de mostrar do por quê somar ou não tendências e constantes nos estudos com VAR, exceção à TODD (1991).

Finalmente, quanto a cadeia causal, Todd assume primeiro a modificação na moeda (curva de oferta de moeda vertical), depois taxa de juros via demanda por moeda, seguindo então a cadeia para preços e por último para produção. Esta inversão causal de moeda e taxas de juros em relação a cadeia causal de Sims, é adotada por Todd para avaliar a cadeia causal monetarista que identifica a política monetária através de choques via oferta de moeda.

Após todas estas variações da especificação do VAR de Sims, Todd calcula 144 modelos trimestrais e 96 modelos mensais de versões modificadas de Sims, combinando  $M_1$ ,  $M_1$  mais  $M_2$ , duas séries de taxas de juros, duas séries de preços, duas séries de produção, dois tipos de defasagens (curta e longa), intercepto e tendência.

TODD (1991) observa em cada modelo a FEVD e as FRI da produção e preços perante choques na moeda. A conclusão geral de seus estudos é que poucos dos 240 modelos apóiam a versão não monista de Sims.

De acordo com sua análise, cada lado do debate entre Sims e os críticos têm pontos válidos para futuras pesquisas. Pelo lado dos críticos o pensamento de Todd pode se resumir em:

- a) os críticos parecem estar certos que muitas alterações no modelo de Sims

---

<sup>15</sup> A teoria econômica não fixa a defasagem apropriada a um modelo VAR. A defasagem ótima para um VAR deve ser resultado de testes estatísticos como descrito na metodologia, item 4.2.

resultam em estimativas significativamente diferentes que Sims calculou, incluindo a participação da moeda perante a variabilidade da produção;

- b) Todd concorda que muitos resultados gerados pelo VAR de Sims foram construídos com variáveis macroeconômicas genéricas (proxis) como produção ou preços, e por isto deixa o modelo não robusto.

Por outro lado, segundo Todd, Sims está certo quando argumenta que instabilidades dos resultados não podem destruir a conclusão mais importante: os dados não apóiam a versão monetarista que Sims chamou de monismo. Esta idéia de Todd está baseada quando compara taxas de juros e moeda, pela FEVD do produto: seus resultados com 95% de probabilidade mostram que choques na moeda tem papel menos importante, 2%, que juros, 40%, na determinação da produção, porém tem uma grande influência na determinação de preço, 44% contra 14% dos juros.

Assim a não robustez, conforme críticos, não é uma propriedade geral dos resultados VAR, segundo TODD (1991).

Relembrando a visão monista que a política monetária pode ser medida através de movimentos na oferta de moeda e que estes movimentos, além de serem positivamente relacionados com produção e preços, são determinantes principais nos movimentos da produção e preços.

Monetaristas proeminentes dos anos sessenta poderiam pensar que a parcela da moeda na FEVD da produção deveria estar acima dos 50% em determinado horizonte de tempo dos ciclos de negócios<sup>16</sup>. FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963, p.695), por exemplo, sugerem que em um período de ciclos relativamente moderados, a participação da moeda na determinação do produto poderia estar em torno de 50%.

---

<sup>16</sup> Ver POOLE (1978, pp 1,2, 64, 97 e 104); FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963, p. 146).

### 3.3.1.5. A Resposta Crítica de Sims

SIMS (1987, p.443) aceitou parcialmente as críticas iniciais dos céticos na medida em que ele não tentou defender os resultados não monetaristas obtidos em 1980. Porém, SIMS (1989) sustentou partes-chaves dos resultados obtidos como também a utilidade do método VAR.

SIMS (1989) mostra novamente a robustez não monista, com o argumento de que os resultados mudam significativamente quando o modelo é modificado de um modo arbitrário, como segundo ele, alguns dos céticos estavam fazendo.

Trocar variáveis arbitrariamente sem fortes argumentos econômicos ou estatísticos, segundo Sims, causa resultados conceitualmente diferentes uns dos outros.

Assim, segundo Sims, para criticar seus resultados de 1980 como não robusto, o macroeconomista não deve propor modificações inocentes ou ingênuas do modelo e sim modificações de acordo com a teoria econômica.

SIMS (1987 e 1989) alega que críticos propuseram mudanças arbitrárias em seu modelo, fazendo então com que a variável moeda exercesse grande papel na determinação da produção (ver Tabela 1), porém não pode ser considerado um resultado legítimo perante a robustez dos números de seu artigo de 1980.

Apesar da influência da moeda na determinação do produto apresentar resultados divergentes, ao comparar o modelo dos críticos com seu modelo de 1980, Sims observou que ambos os modelos encontraram resultados semelhantes quanto à taxa de juros, ou seja, esta exerce uma influência maior na determinação da produção do que a moeda (ver Tabela 1). Isto sugere que parte da conclusão de SIMS (1980) seja robusta e igual aos críticos, ou seja, a taxa de juros tem maior influência que a moeda na determinação do produto.

## 4. METODOLOGIA

### 4.1. O MODELO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR)

Na análise de regressão múltipla, as inter-relações entre variáveis econômicas geralmente exigem que os modelos sejam tratados pela técnica de equações simultâneas. Nesses modelos, as variáveis podem ser exógenas (predeterminadas) ou endógenas e sua estimação exige alguns pressupostos, ou seja, há alguma restrição para a estimação de modelos com equações simultâneas.

Essas restrições foram abordadas e discutidas por SIMS (1980). Ele observou as questões de identificação do modelo<sup>17</sup> e criticou a forma usual para solucionar o problema causado geralmente pela incorporação de variáveis exógenas em algumas equações e em outras não.

Segundo MAIA (2001) foi por essa razão que Sims considerou a questão de identificação subjetiva para os propósitos da economia apoiando-se a discussão de ordem entre as variáveis pela teoria econômica. Sims defendeu a premissa de que todas as variáveis escolhidas para estudar um caso econômico devem ser tratadas simultaneamente, não concordando, portanto, com a solução trivial de determinação de causalidade.

Essa discussão levou à introdução de uma nova técnica de abordagem de séries multivariadas: o modelo de VAR. Um VAR é um sistema de equações simultâneas multivariadas na qual cada variável escolhida para estudar um fenômeno qualquer é regredida juntamente com um número finito de *lags* de todas as variáveis consideradas no sistema.

---

<sup>17</sup> A questão de identificação do modelo discute se as equações que fazem parte do sistema são exatamente identificadas, subidentificada ou superidentificada. Tais questões permitem ao pesquisador saber se o sistema pode ou não ser estimado e se o sistema tem uma única solução, várias soluções ou nenhuma solução.

Com o modelo VAR, SIMS (1980) procurou, através do modelo monista, tornar os modelos multiequacionais empiricamente capazes de demonstrar as inter-relações existentes entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir dos “choques” na moeda e taxa de juros que, segundo o debate entre monetaristas e ele, eram os causadores dos ciclos econômicos.

O resultado do VAR, segundo ENDERS (1995) é uma aproximação e não impõe uma estrutura teórica anterior nos dados, porém é importante na hora de analisar os resultados buscar explicações teóricas para fazer sentido intuitivo.

Para demonstrar a metodologia VAR parte-se de equações particulares até a generalização de múltiplas equações. Considerando um caso univariado, pode-se usar alguma função que utilize os dados coletados temporalmente para fazer previsões (h) de uma variável y qualquer como sendo dependente de valores presentes e passados:

$$\hat{y}_{t+h} = f(y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \quad (15)$$

Onde  $f(\cdot)$  representa alguma função apropriada de observações presente (t) e passadas (t-n). Um dos problemas da análise de séries temporais é especificar corretamente a forma funcional de  $f(\cdot)$ . Assumindo que a forma funcional é linear nos parâmetros, podemos especificá-la como:

$$\hat{y}_{t+h} = v + a_1 \cdot y_t + a_2 \cdot y_{t-1} + a_3 \cdot y_{t-2} + \dots \quad (16)$$

Fazendo  $h=1$ , especificamos o modelo de previsão do período seguinte:

$$\hat{y}_{t+1} = v + a_1 \cdot y_t + a_2 \cdot y_{t-1} + a_3 \cdot y_{t-2} + \dots \quad (17)$$

Assumindo um número finito ( $p$ ) de defasagens, o valor da previsão de y é:

$$\hat{y}_{t+1} = v + a_1 \cdot y_t + a_2 \cdot y_{t-1} + a_3 \cdot y_{t-2} + \dots + a_p \cdot y_{t-p+1} \quad (18)$$

Estatisticamente, o verdadeiro valor de  $y_{t+1}$  não será exatamente igual ao valor estimado ou previsto  $\hat{y}_{t+1}$ , representando portanto um erro de previsão ( $e$ ) dado pela diferença do valor real e do valor previsto de  $y_{t+1}$ :

$$e_{t+1} = y_{t+1} - \hat{y}_{t+1} \quad (19)$$

Temos então o valor exato de  $y_{t+1}$ :

$$y_{t+1} = \hat{y}_{t+1} + e_{t+1} = v + a_1 \cdot y_t + a_2 \cdot y_{t-1} + a_3 \cdot y_{t-2} + \dots + a_p \cdot y_{t-p+1} + e_{t+1} \quad (20)$$

Assumindo que as variáveis  $y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$  e  $e_t$  são aleatórias<sup>18</sup> e os coeficientes gerados  $v, a_1, a_2, \dots, a_p$  obedecem uma lei de geração de dados que prevaleça em cada período  $t$ , tem-se um processo auto-regressivo,  $AR(p)$ , de ordem  $p$ :

$$\hat{y}_t = v_t + a_1 \cdot y_{t-1} + a_2 \cdot y_{t-2} + a_3 \cdot y_{t-3} + \dots + a_p \cdot y_{t-p} + e_t \quad (21)$$

Neste processo o erro de previsão  $e_t$  de diferentes períodos não deve ser correlacionado, ou seja, admite-se que todas as  $y_t$  sejam usadas para estimar a previsão, de modo que não ocorram erros sistemáticos, assim:

$$E[e_t \cdot e_s] = 0 \quad \text{para todo } s \neq t \quad (22)$$

Geralmente, no campo econômico, as variáveis são previstas dependendo dos seus valores presentes, passados e valores presentes e passados de outras variáveis<sup>19</sup>. Representando, por exemplo, três variáveis econômicas quaisquer por  $y_t$ ,

<sup>18</sup> Variável aleatória (v.a) é uma variável que está associada a uma distribuição de probabilidade, ou seja, que não tem valor fixo podendo assumir vários valores no tempo.

<sup>19</sup> Por exemplo a demanda por moeda depende do nível de renda e da taxa de juros; o consumo depende da renda e da taxa de juros.

$w_t$  e  $z_t$ , a previsão da variável  $y_t$  para o próximo período,  $y_{t+h}$ , é:

$$\hat{y}_{t+h} = f_1 (y_t, w_t, z_t, y_{t-1}, w_{t-1}, z_{t-1}, y_{t-2}, w_{t-2}, z_{t-2}, \dots) \quad (23)$$

Do mesmo modo uma previsão para a variável  $w_t$  pode estar baseado no valor presente e passado de todas as variáveis do sistema, assim:

$$\hat{w}_{t+h} = f_2 (w_t, y_t, z_t, w_{t-1}, y_{t-1}, z_{t-1}, w_{t-2}, y_{t-2}, z_{t-2}, \dots) \quad (24)$$

Similarmente, para  $z_t$  escrevemos:

$$\hat{z}_{t+h} = f_k (z_t, w_t, y_t, z_{t-1}, w_{t-1}, y_{t-1}, z_{t-2}, w_{t-2}, y_{t-2}, \dots) \quad (25)$$

Onde  $k$  é o número de equações que é igual ao número de variáveis do sistema. Semelhante ao caso univariado, na análise de modelos multivariáveis, um dos principais objetivos também é determinar a forma funcional para  $f_1, f_2, \dots, f_k$ .

Segundo ENDERS (1995, p.294):

“When we are not confident that a variable is actually exogenous, a natural extension of transfer function analysis is to treat each variable symmetrically”.

Ou seja, “quando não sabemos se uma variável é exógena, uma extensão natural na análise de funções é considerarmos cada variável simetricamente”.

Para explicar a análise supracitada, toma-se um exemplo de um sistema de equações primitivas com duas variáveis, onde assume-se a interdependência entre cada uma e um relacionamento por componentes auto-regressivos<sup>20</sup>:

---

<sup>20</sup> Segundo ENDERS (1995, p. 294) equivale a dizer que uma seqüência  $\{y_t\}$  é afetada pelo seu passado e pelo passado de uma seqüência  $\{z_t\}$  e vice-versa.

$$y_t = \mathbf{b}_{10} - \mathbf{b}_{12} \cdot z_t + \gamma_{11} \cdot y_{t-1} + \gamma_{12} \cdot z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (26)$$

$$z_t = \mathbf{b}_{20} - \mathbf{b}_{21} \cdot y_t + \gamma_{21} \cdot y_{t-1} + \gamma_{22} \cdot z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (27)$$

No sistema acima, as seqüências  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  devem ser estacionárias, os resíduos  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são do tipo ruído branco com desvios padrão  $\sigma_y$  e  $\sigma_z$ , respectivamente; e a seqüência  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$  são não correlacionados.

As equações (26) e (27) constituem um VAR de primeira ordem, VAR(1), pois há apenas uma defasagem em cada uma das variáveis. A estrutura do sistema indica as relações simultâneas entre  $z_t$  e  $y_t$ <sup>21</sup>, enquanto os termos residuais  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são os choques ou “puras inovações” em  $z_t$  e  $y_t$ . O problema da equação está na relação entre os choques em  $\varepsilon_{yt}$  na equação de  $z_t$  e  $\varepsilon_{zt}$  na equação de  $y_t$ , o que torna os  $\varepsilon$ 's relacionados com as variáveis explicativas.

Deste modo, para estimar os parâmetros por MQO, violaria-se o pressuposto de que não deve haver correlação entre os erros e os regressores.

Porém podemos estimar os parâmetros por MQO se o sistema primitivo que apresenta o problema de correlação se transforme na forma reduzida. Usando álgebra matricial podemos reescrever o sistema de equações (26) e (27) como:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{b}_{12} \\ \mathbf{b}_{21} & \mathbf{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{10} \\ \mathbf{b}_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (28)$$

Ou alternativamente:

$$\mathbf{B} \cdot \mathbf{x}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

---

<sup>21</sup> Por exemplo,  $-b_{12}$  mostra o efeito atual da variação de uma unidade de  $z_t$  sobre  $y_t$  e  $\gamma_{21}$  mostra o efeito da variação de uma unidade em  $y_{t-1}$  sobre  $z_t$ . Caso  $b_{21}$  é diferente de zero,  $\varepsilon_{yt}$ , tem um efeito atual indireto sobre  $z_t$ ; e se  $b_{12}$  não é igual a zero,  $\varepsilon_{zt}$ , tem um efeito atual indireto sobre  $y_t$ .

Onde:

$$\mathbf{B} = \begin{vmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{b}_{12} \\ \mathbf{b}_{21} & \mathbf{1} \end{vmatrix}; \mathbf{x}_t = \begin{vmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{z}_t \end{vmatrix}; \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{vmatrix} \mathbf{b}_{10} \\ \mathbf{b}_{20} \end{vmatrix}; \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{vmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{vmatrix}; \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{vmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{yt} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{zt} \end{vmatrix} \quad (30)$$

Pré-multiplicando a equação (29) pela matriz inversa de B,  $\mathbf{B}^{-1}$ , obtemos um modelo VAR na forma padrão:

$$\mathbf{B}^{-1} \cdot \mathbf{B} \cdot \mathbf{x}_t = \mathbf{B}^{-1} \cdot \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{B}^{-1} \cdot \mathbf{\Gamma}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{B}^{-1} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (31)$$

Ou alternativamente:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (32)$$

Onde:

$$\mathbf{B}^{-1} = \begin{vmatrix} \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} & \frac{-\mathbf{b}_{12}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \\ \frac{-\mathbf{b}_{21}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} & \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \end{vmatrix}; \mathbf{A}_0 = \mathbf{B}^{-1} \cdot \mathbf{\Gamma}_0; \mathbf{A}_1 = \mathbf{B}^{-1} \cdot \mathbf{\Gamma}_1; \mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (33)$$

Considerando a auto-regressão de um período, temos que os erros são as inovações  $\boldsymbol{\varepsilon}_{yt}$  e  $\boldsymbol{\varepsilon}_{zt}$ ;  $\mathbf{x}_t$  é um vetor coluna contendo k variáveis incluídas no VAR;  $\mathbf{A}_0$  é um vetor coluna de interceptos;  $\mathbf{A}_1$  é a matriz dos parâmetros ou coeficientes de tamanho  $n \times n$  e  $\mathbf{e}_t$  é um vetor coluna de choques do tipo  $n \times 1$ .

Para efeito de notação podemos definir  $a_{i0}$  como um elemento i do vetor  $\mathbf{A}_0$ ,  $a_{ij}$  um elemento da linha i e da coluna j da matriz  $\mathbf{A}_1$ , e  $e_{it}$  um elemento i do vetor de resíduos  $\mathbf{e}_t$ .

Usando as notações supracitadas, pode-se reescrever o modelo VAR(1)

matricial na forma equivalente<sup>22</sup>:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_{10} + \mathbf{a}_{11} \cdot \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{a}_{12} \cdot \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \quad (34)$$

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{a}_{20} + \mathbf{a}_{21} \cdot \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{a}_{22} \cdot \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \quad (35)$$

Como  $\mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_t$  pode-se resolver  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  como:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{1t} = \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{zt}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \quad (36)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{2t} = \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{zt} - \mathbf{b}_{21} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{yt}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \quad (37)$$

Sendo  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  ruídos brancos, então  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  têm média zero, variância constante e não são individualmente correlacionados.

#### 4.1.1. Propriedades dos Erros

Para observar as propriedades dos erros (média, variância e covariância) para  $\varepsilon_{1t}$ , partimos do valor esperado da equação (36):

$$\mathbf{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_{1t}] = \mathbf{E}\left[\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{zt}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}}\right] = \mathbf{0} \quad (38)$$

A variância do erro  $\varepsilon_{1t}$  é independente do tempo<sup>23</sup> sendo calculado por:

---

<sup>22</sup> Para distinguir entre o sistema de 26 e 27 versus 34 e 35, as primeiras são chamadas de VAR estrutural ou sistema primitivo e a segunda é chamada de VAR na forma padrão.

<sup>23</sup> As provas de que a média é zero, a variância é independente do tempo, as autocovariâncias são nulas e que os erros são correlacionados está em MAIA (200, p. 8-10).

$$E[\varepsilon_{1t}]^2 = E\left[\frac{\varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt}}{1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}}\right]^2 = \frac{\sigma_y^2 + \mathbf{b}_{12}^2 \cdot \sigma_z^2}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21})^2} \quad (39)$$

As autocovariâncias de  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{1t-i}$ , para  $i \neq 0$ , são:

$$E[\varepsilon_{1t} \cdot \varepsilon_{1t-i}] = E\left[\frac{(\varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt}) \cdot (\varepsilon_{y_{t-i}} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{z_{t-i}})}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21})^2}\right] = 0 \quad (40)$$

Portanto a inovação  $\varepsilon_{1t}$  é uma série estacionária porque, pelas equações 38 a 40, verifica-se que  $\varepsilon_{1t}$  têm média zero, variância constante e não são individualmente correlacionados.

Similarmente, partindo da equação (37), pode-se demonstrar que  $\varepsilon_{2t}$  é também é um processo estacionário com média zero, variância constante e com todas as auto-covariâncias iguais a zero.

O ponto crítico do sistema é que os erros  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são correlacionados. A covariância de  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  é:

$$E[\varepsilon_{1t} \cdot \varepsilon_{2t}] = E\left[\frac{(\varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt}) \cdot (\varepsilon_{zt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{yt})}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21})^2}\right] = -\frac{(\mathbf{b}_{21} \cdot \sigma_y^2 + \mathbf{b}_{12} \cdot \sigma_z^2)}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21})^2} \quad (41)$$

Somente se  $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{b}_{21} = 0$ , não há correlação entre as inovações, ou seja, isso irá acontecer se não houver efeitos contemporâneos de  $y_t$  sobre  $z_t$  e  $z_t$  sobre  $y_t$ .

Portanto, geralmente, a covariância será diferente de zero indicando a ligação das inovações no sistema. Como todas as variâncias e covariâncias são independentes do tempo, pode-se definir a matriz de variâncias e covariâncias ( $\Sigma$ )<sup>24</sup> das inovações  $\varepsilon_{1t}$  e

---

<sup>24</sup> Assume-se que  $\Sigma$  é não singular, ou seja, é quadrada; admite apenas uma solução; o número de variáveis é igual ao número de equações do sistema; o número de variáveis é igual ao número de linhas, o determinante é diferente de zero e é inversível. Para detalhes ver SIMON-BLUME (2004, p. 142-149).

$\varepsilon_{2t}$  como:

$$\Sigma = \begin{vmatrix} \text{VAR}(\varepsilon_{1t}) & \text{COV}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \\ \text{COV}(\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{1t}) & \text{VAR}(\varepsilon_{2t}) \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{vmatrix} \quad (42)$$

#### 4.1.2. Condições de Estabilidade e Estacionariedade do Modelo VAR

Para que as estimações das equações em um modelo VAR( $p$ ) possam ser válidas, as condições de estabilidade e estacionariedade das séries devem ser seguidas à risca. Assumindo que há 1 defasagem, temos um VAR(1) equivalente à equação (32), dada por  $\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t$ .

Segundo JOHNSTON-DINARDO (2000, p.64), em um modelo auto-regressivo de primeira ordem, AR(1), como  $y_t = a_0 + a_1 \cdot y_{t-1} + e_t$ , a condição de estabilidade se verifica caso o parâmetro  $a_1$  é, em módulo, menor que um ( $|a_1| < 1$ ). Caso o parâmetro  $a_1$  é, em módulo, igual à unidade ( $|a_1| = 1$ ), a sucessão auto-regressiva é chamada de passeio aleatório com deslocação; e se  $a_1$  é, em módulo, maior que um ( $|a_1| > 1$ ), a sucessão auto-regressiva é explosiva<sup>25</sup>.

Para a matriz de coeficientes  $\mathbf{A}_1$  de um modelo VAR(1), as condições de estabilidade e estacionariedade são análogas a um AR(1) simples.

A partir da equação (32), usando o método de substituição de uma equação em outra, obtém-se a seguinte especificação:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (43)$$

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \cdot (\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-2} + \mathbf{e}_{t-1}) + \mathbf{e}_t \quad (44)$$

$$\mathbf{x}_t = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1) \cdot \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1^2 \cdot \mathbf{x}_{t-2} + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{e}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (45)$$

---

<sup>25</sup> Há diversos testes para verificar estacionariedade das séries como: teste de raízes unitárias de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Adotaremos aqui o teste ADF.

Onde  $I$  é uma matriz identidade, neste caso, do tipo  $2 \times 2$ .

Efetuada as substituições, equação por equação, para períodos de tempo variando de  $t$  até  $n$ , tem-se:

$$\mathbf{x}_t = (\mathbf{I} + \mathbf{A}_1 + \dots + \mathbf{A}_1^n) \cdot \mathbf{A}_0 + \sum_{i=0}^n (\mathbf{A}_1^i \cdot \mathbf{e}_{t-i}) + \mathbf{A}_1^{n+1} \cdot \mathbf{x}_{t-n-1} \quad (46)$$

Caso todas as raízes características e  $\mathbf{A}_1$  sejam, em módulo, menor que 1, a seqüência  $\mathbf{A}_1^i$ , com  $i = 0, 1, 2, \dots, n$ , é somável. Particularmente, se  $n$  tende ao infinito, a soma da seqüência tende à média e  $\mathbf{A}_1^{n+1}$  converge para zero, possibilitando portanto, desprezar o termo  $\mathbf{A}_1^{n+1} \cdot \mathbf{x}_{t-n-1}$  no limite. A condição de estabilidade requer que as raízes características de  $(1 - a_{11} \cdot L) \cdot (1 - a_{22} \cdot L) - (a_{12} \cdot a_{21} \cdot L^2)$  fiquem fora do círculo unitário.

Com as condições supracitadas pode-se afirmar que  $\mathbf{x}_t$ , do processo VAR(1), é um processo estocástico e estável, com solução particular escrito na seguinte forma:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_1^i \cdot \mathbf{e}_{t-i} \quad (47)$$

Onde:

$$\boldsymbol{\mu} = (\mathbf{I}_k - \mathbf{A}_1)^{-1} \cdot \mathbf{A}_0 = (\mathbf{I} + \mathbf{A}_1 + \dots + \mathbf{A}_1^{\infty}) \cdot \mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} \quad (48)$$

$$\bar{y} = [\mathbf{a}_{10} \cdot (1 - \mathbf{a}_{22}) + \mathbf{a}_{12} \cdot \mathbf{a}_{20}] / \Delta \quad (50)$$

$$\bar{z} = [\mathbf{a}_{20} \cdot (1 - \mathbf{a}_{11}) + \mathbf{a}_{21} \cdot \mathbf{a}_{10}] / \Delta \quad (51)$$

$$\Delta = (1 - \mathbf{a}_{11}) \cdot (1 - \mathbf{a}_{22}) - \mathbf{a}_{12} \cdot \mathbf{a}_{21} \quad (52)$$

Tomando-se o valor esperado da equação (47), tem-se que a média incondicional de  $\mathbf{x}_t$  é  $\boldsymbol{\mu}$ . Conseqüentemente, as médias incondicionais de  $y_t$  e  $z_t$ , são respectivamente,  $\bar{y}$  e  $\bar{z}$ .

As variâncias e covariâncias de  $y_t$  e  $z_t$  podem ser obtidas da matriz de variâncias e covariâncias. Aplicando o conceito de esperança matemática, temos:

$$E(x_t - \mu)^2 = E\left[\sum_{i=0}^n A_1^i \cdot e_{t-i}\right]^2 \quad (53)$$

Assumindo que a condição de estacionariedade é satisfeita e usando a matriz (42) notamos que a esperança da variância dos erros é dada pela matriz de variâncias e covariâncias ( $\Sigma$ ). Caso os erros do presente e do passado não sejam auto-correlacionados, ou seja,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}) = 0$ , para  $i \neq 0$ , temos que as variâncias de  $x_t$  são:

$$E(x_t - \mu)^2 = (I + A_1^2 + A_1^4 + A_1^6 \dots) \cdot \Sigma = (I - A_1^n)^{-1} \cdot \Sigma \quad (54)$$

Onde  $A_1^n$  se aproxima de zero quando  $n$  tende a infinito.

Assumindo a condição de estacionariedade, usando os operadores lags ( $L$ ), podemos reescrever o modelo VAR de (34) e (35) como:

$$y_t = a_{10} + a_{11} \cdot Ly_t + a_{12} \cdot Lz_t + \varepsilon_{1t} \quad (55)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} \cdot Ly_t + a_{22} \cdot Lz_t + \varepsilon_{2t} \quad (56)$$

Ou:

$$(1 - a_{11} \cdot L)y_t = a_{10} + a_{12} \cdot Lz_t + \varepsilon_{1t} \quad (57)$$

$$(1 - a_{22} \cdot L)z_t = a_{20} + a_{21} \cdot Ly_t + \varepsilon_{2t} \quad (58)$$

A partir da equação (58) podemos resolver  $z_t$ , e conseqüentemente  $Lz_t$  é:

$$Lz_t = \frac{L(a_{20} + a_{21} \cdot Ly_t + \varepsilon_{2t})}{(1 - a_{22} \cdot L)} \quad (59)$$

Substituindo (59) em (57), transformamos o VAR(1) de primeira ordem das seqüências  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  em uma equação em diferença estocástica de segunda ordem na seqüência  $\{y_t\}$ :

$$(1 - a_{11} \cdot L)y_t = \frac{a_{10} + a_{12} \cdot L(a_{20} + a_{21} \cdot L y_t + \varepsilon_{2t})}{(1 - a_{22} \cdot L) + \varepsilon_{1t}} \quad (60)$$

Através de manipulação algébrica, a solução do sistema VAR para  $y_t$  e  $z_t$ <sup>26</sup> é:

$$y_t = \frac{[a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12} \cdot a_{20} + (1 - a_{22} \cdot L) \cdot \varepsilon_{1t} + a_{12} \cdot \varepsilon_{2t-1}]}{(1 - a_{11} \cdot L)(1 - a_{22} \cdot L) - a_{12} \cdot a_{21} L^2} \quad (61)$$

$$z_t = \frac{[a_{20}(1 - a_{11}) + a_{21} \cdot a_{10} + (1 - a_{11} \cdot L) \cdot \varepsilon_{2t} + a_{21} \cdot \varepsilon_{1t-1}]}{(1 - a_{11} \cdot L)(1 - a_{22} \cdot L) - a_{12} \cdot a_{21} \cdot L^2} \quad (62)$$

#### 4.1.2.1. Função de Auto-Correlação e Testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para Raízes Unitárias

A função de auto-correlação (ACF) serve como um primeiro indicador para verificar se uma tendência está presente numa série. Um ACF pode indicar uma raiz característica grande, um processo de raiz unitária ou uma tendência de um processo estacionário.

Choques para uma série temporal estacionária são necessariamente temporários, ou seja, com o passar do tempo, os efeitos dos choques dissiparão e a série reverterá no longo prazo a um nível médio. Previsões como tal, a longo prazo de uma série estacionária convergirão a média incondicional da série. Para ajudar na identificação, sabe-se que a covariância de uma série estacionária flutua ao redor de uma média constante no longo-prazo, tem uma variância finita que é invariante no

---

<sup>26</sup> As respostas para  $z_t$  e  $y_t$  requerem que as raízes características dos polinômios  $(1 - a_{11} \cdot L)(1 - a_{22} \cdot L) - a_{12} \cdot a_{21} L^2$  estejam fora do círculo unitário para garantir a condição de estabilidade e estacionariedade do sistema.

tempo e tem um correlograma teórico que diminui rapidamente com o aumento do tempo de duração.

Por outro lado, séries não estacionárias têm componentes permanentes com variâncias infinitas que são dependentes do tempo. Neste caso identifica-se uma série como não estacionária quando: não tende a uma média de longo-prazo para qual a série converge; a variância depende do tempo e tende para o infinito quando o tempo tende a infinito; e as auto-correlações medida pelo correlograma, em amostras finitas, decaem lentamente.

Para verificar se os valores da função de autocorrelação são estatisticamente diferentes de zero, efetua-se o teste Ljung-Box ( $Q'$ ) e compara-se com a estatística qui-quadrada. Formalmente o valor calculado do teste LJUNG-BOX (1979) é:

$$Q' = n(n + 2) \cdot \sum_{s=1}^p \frac{\hat{\rho}_s^2}{n - s} \quad (63)$$

Onde  $\hat{\rho}_s^2$  é a  $s$ -ésima auto-correlação e  $n$  é o número de observações.  $Q'$  é assintoticamente distribuída com graus de liberdade igual ao número de auto-correlações existentes.

Rejeita-se a hipótese nula de que todas as autocorrelações são iguais a zero caso o valor de qualquer estatística,  $Q'$ , for maior que o valor crítico da distribuição qui-quadrada<sup>27</sup>, em favor da hipótese alternativa de que uma ou mais correlações amostrais são diferentes de zero.

A estatística  $Q'$  é então usada como um teste de garantia de uma série do tipo ruído **brando**. Assim se não rejeitarmos a hipótese nula de autocorrelação zero, concluiríamos que a série é um processo ruído branco, sendo portanto um caso especial de processo não estacionário.

---

<sup>27</sup> Na prática basta visualizar o valor-p calculado pelos pacotes econométricos. Caso o valor  $p < 0,05$  pode-se rejeitar a hipótese nula do teste  $Q'$ .

Na prática, segundo HILL-GRIFFITHS-JUDGE (2003) há um problema na escolha da ordem de defasagem para usar o teste. Caso escolha-se poucas defasagens, o teste poderá não detectar a correlação serial. Por outro lado se escolher uma defasagem grande, o teste pode ter baixo poder explicativo das hipóteses<sup>28</sup>. Para fins de análise incluiremos 15 defasagens como mostra HILL-GRIFFITHS-JUDGE (2003, p.396).

Embora as propriedades do correlograma da amostra são ferramentas úteis para descobrir a possível presença de raiz unitária, o método é impreciso. O que pode parecer uma raiz unitária a um pesquisador pode parecer como um processo estacionário a outro. O problema é difícil porque um processo estacionário, porém próximo da raiz unitária terá o mesmo ACF moldado como se fosse um processo de raiz unitária<sup>29</sup>.

Assim, testes mais requintados podem ajudar a determinar se um sistema contém ou não contém uma tendência e se aquela tendência é determinística ou estocástica. Em outras palavras, após aplicarmos “d” diferenças em uma série para torná-la estacionária, podemos definir a ordem de integração desta sucessão, definido por  $I(d)$ , de modo a apresentar tendência estocástica.

Usaremos então, além do ACF, o teste de Dickey-Fuller Aumentado para testar a presença ou não de raiz unitária e conseqüentemente testar a ordem de integração de uma sucessão, no caso das séries de moeda, juros, preços, e produto.

Testes de raízes unitárias são sensíveis à presença de regressores determinísticos, como um termo intercepto ou uma tendência de tempo determinística. Como tal, há um conjunto sofisticado de procedimentos que podem ajudar no processo

---

<sup>28</sup> Para detalhes ver LJUNG-BOX (1979) e HARVEY (1993).

<sup>29</sup> Por exemplo: o correlograma de processo estacionário AR(1) que  $\rho(1)=0,99$  exibirá o tipo de decadência gradual indicativo de um processo não estacionário.

de identificação<sup>30</sup>.

Dado um um processo AR(1). Supondo que deseja-se testar a hipótese nula que  $a_1=0$ . Então pode-se calcular  $y_t = a_0 + a_1 \cdot y_{t-1} + e_t$  usando OLS. O fato que  $e_t$  é um processo ruído-branco. Então se  $|a_1| < 1$  garante que a sucessão  $\{y_t\}$  é estacionária com a estimativa de  $a_1$  sendo eficiente. Calculando o erro padrão da estimativa de  $a_1$ , pode-se usar o teste de Student para determinar se  $a_1$  é significativamente diferente de zero.

A situação é diferente ao testar a hipótese  $a_1=1$ . Neste caso sob a hipótese nula, a sucessão auto-regressiva  $\{y_t\}$  é não estacionária, ou como definido anteriormente é um “passeio aleatório com deslocação”<sup>31</sup>, gerado por:

$$y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (64)$$

Logo se aceitarmos a hipótese nula,  $a_1=1$ , a **discrepância** fica infinitamente grande com aumentos de  $t$ . Sob a hipótese nula, é impróprio usar métodos estatísticos clássicos, como MQO e teste Student, para calcular e executar testes de significância no coeficiente  $a_1$ .

Para resolver o problema DICKEY-FULLER (1979,1981) derivaram, por meio de simulações, um procedimento para testar formalmente a presença de raiz unitária numa sucessão quando o processo gerador da série é expresso por um dos três modelos apresentados abaixo:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot t + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (65)$$

$$y_t = \alpha + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (66)$$

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (67)$$

---

<sup>30</sup> É importante ser cauteloso nos resultados de tais testes desde que eles tenham baixo poder para discriminar entre uma raiz unitária e um processo próximo da raiz unitária.

<sup>31</sup> ENDERS (1995, p. 214) mostra o correlograma de um processo do tipo passeio aleatório.

Onde o primeiro modelo, (65), inclui um intercepto e uma tendência de tempo linear; o segundo inclui um intercepto e o terceiro é um modelo puro de passeio aleatório. Subtraindo  $y_{t-1}$  de ambos os lados das equações acima, pode-se reescrever da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (68)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (69)$$

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (70)$$

Onde  $\gamma = \rho - 1$ . Portanto, testar a hipótese nula de  $\rho = 1$  é equivalente a testar se  $\gamma = 0$ , que é a forma adotada mais freqüente. Hipóteses a respeito da constante “ $\alpha$ ” e da tendência linear “ $\beta \cdot t$ ” também podem ser testadas por testes individuais ( $H_0: \alpha=0$  e  $H_0: \beta=0$ ) e de testes conjuntos como se  $H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$ <sup>32</sup>.

Agora se uma sucessão for gerada por um processo  $AR(p)$ , as equações acima devem ser “aumentadas”, de forma a preservar a condição de ruído branco em  $\varepsilon_t$ , caracterizando então o teste ADF<sup>33</sup> da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (71)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (72)$$

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (73)$$

Assim, estima-se as equações por MQO e efetua-se o teste de hipótese individual comparando a estatística Student aos valores críticos gerados por Dickey-

<sup>32</sup> As distribuições t e F não são adequadas e distribuições alternativas foram sugeridas por DICKEY-FULLER (1981).

<sup>33</sup> O teste ADF assume que os erros são independentes e têm uma variância constante.

Fuller. Para as hipóteses conjuntas, a estatística teste ( $\Phi_i$ ) é construída a partir da diferença da soma dos quadrados dos resíduos restritos (RSSr) e não restritos (RSSnr), pelo número de restrições (r), divididos pelo resultado de RSSnr sobre a diferença entre o número de observações (T) e número de parâmetros estimados (k) no modelo sem restrição das equações de regressão:

$$\Phi_i = \frac{\frac{[\text{RSSr} - \text{RSSnr}]}{r}}{\frac{\text{RSSnr}}{T - k}} \quad (74)$$

Assim  $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  e  $\Phi_3$  são calculados semelhantemente ao teste F.

No quadro 2, estão resumidos os testes com as respectivas hipóteses nulas e estatísticas teste. Adota-se, para estas últimas, a nomenclatura utilizada por Dickey-Fuller, facilitando a consulta às tabelas contendo os valores críticos.

QUADRO 2 – SUMÁRIO DOS TESTES DICKEY-FULLER

Modelo Estimado	Hipóteses	Estatística do Teste	Regra de Decisão
$\Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_t =$ estatística t	$\tau_t > v_c \rightarrow H_0$ não é rejeitada
Intercepto e Tendência	$(\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$	$\Phi_2$	$\Phi_2 < v_c \rightarrow H_0$ não é rejeitada
$\Delta y_t = \alpha + \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_\mu$	$\tau_\mu > v_c \rightarrow H_0$ não é rejeitada
Intercepto	$(\alpha, \gamma) = (0, 0)$	$\Phi_1$	$\Phi_1 < v_c \rightarrow H_0$ não é rejeitada
$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau =$ estatística t	$\tau > v_c \rightarrow H_0$ não é rejeitada
Sem Intercepto e Tendência			

FONTE: DICKEY-FULLER (1979,1981)

NOTA: As tabelas contendo os valores críticos para  $\tau_t$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau$  podem ser encontrados em MACKINNON (1991) e FULLER (1976). Para os  $\Phi_i$  as tabelas estão em DICKEY-FULLER (1981).

NOTA<sub>2</sub>:  $v_c$  = valor crítico

Em termos de raízes unitárias, então, temos quatro casos para considerar:

- a) todas as sucessões do modelo são estacionárias: o modelo de regressão clássica é aplicável ao VAR;

- b) sucessões são integradas de ordens diferentes: equações de regressão com variáveis integradas de ordens diferentes não tem sentido econométrico;
- c) as sucessões não estacionárias do modelo são integradas na mesma ordem e a sucessão residual contém uma tendência estocástica. Este é o caso na qual a regressão é espúria (segundo conceito de Granger-Newbold). Os resultados das regressões espúrias são sem sentido econométrico pois os erros são permanentes. Neste caso a literatura recomenda calcular a primeira diferença para deixar as sucessões estacionárias, para depois efetuar o VAR. Conseqüentemente os resultados assintóticos habituais podem ser aplicados<sup>34</sup>;
- d) as sucessões do modelo são não estacionárias. Aplicando-se as primeiras diferenças, as sucessões se tornam estacionárias e integradas de mesma ordem com sucessão residual estacionária. Nesta circunstância as sucessões são cointegradas.

E em termos do procedimento ADF, temos 4 problemas relacionados quanto ao desconhecimento do verdadeiro processo auto-regressivo gerador dos dados:

- a) o verdadeiro processo gerador de dados pode conter componentes auto-regressivos e componentes de médias móveis. Aqui a literatura como ENDERS (1995) comenta que o pesquisador deve tentar administrar o teste se a ordem das médias móveis é desconhecido;
- b) não pode estimar  $\gamma$  e seu desvio padrão corretamente a menos que todas as

---

<sup>34</sup> Claro que, se uma das tendências são determinísticas e outra é estocástica as primeiras diferenças em cada série não é apropriado.

condições de auto-regressão,  $AR(p)$ , sejam incluídas na equação. Como a verdadeira ordem do processo  $AR(p)$  é normalmente desconhecido pelo investigador, recomenda-se solucionar o problema selecionando a melhor defasagem;

- c) o teste ADF considera apenas uma raiz unitária. Porém, uma auto-regressão de  $p$  defasagens tem “ $p$ ” raízes características. Caso haja  $m \leq p$  raízes unitárias, a série precisa de ser diferenciada  $m$  vezes para alcançar a estacionariedade;
- d) pode não ser conhecido se um intercepto e/ou uma tendência de tempo pertence a auto-regressão.

Para resolver o problema (a) um modelo MA inversível pode ser transformado em um modelo AR, podendo ser generalizado para permitir componentes de média móvel. Dado uma seqüência gerada por um processo ARMA, temos  $A(L)y_t = C(L)\varepsilon_t$ , onde  $A(L)$  e  $C(L)$  são polinômios de ordem  $p$  e  $q$ , respectivamente. Caso as raízes de  $C(L)$  estão fora do círculo unitário, podemos escrever a sucessão como o processo auto-regressivo:

$$\frac{A(L)y_t}{C(L)} = \varepsilon_t \quad (75)$$

Definindo  $D(L) = A(L)/C(L)$ , temos  $D(L).y_t = \varepsilon_t$ . Embora  $D(L)$ , geralmente seja um polinômio de ordem infinita, em princípio, podemos usar a mesma técnica para formar o modelo auto-regressivo de ordem-infinita:

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\infty} \delta_i \cdot \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (76)$$

Assim, o teste para  $\gamma = 0$  pode ser conduzido usando as estatísticas testes de Dickey-Fuller, já citados, nomeadamente  $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau$ .

Quanto ao problema (b), relativo a defasagem apropriada da sucessão pode-se iniciar os testes incluindo muitas defasagens, o que reduz o poder do teste para rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, pois com o aumento do número de defasagens necessita-se estimar parâmetros adicionais e conseqüentemente há perda de graus de liberdade e porque o número de observações utilizáveis diminui (perde-se uma observação para cada atraso adicional incluído no modelo auto-regressivo).

Por outro lado, poucas defasagens como 1 ou 2 não capturarão o processo do erro atual adequadamente, de forma que a sucessão e seu erro padrão não será bem estimado.

Por fim, seleciona-se a defasagem através do teste F ou teste Student habitual. Por exemplo, calcula-se a equação 76 usando “n” defasagens. Caso alguma estatística t é insignificante, especificado o valor crítico, reestima-se a regressão usando uma defasagem de ordem n-1. Repete-se o processo até que a última defasagem seja significativamente diferente de zero para todos os parâmetros.

#### 4.1.2.1.1. Testes para mais de uma Raiz Unitária – Raízes Múltiplas

Para verificarmos se a ordem de integração de uma sucessão é maior que 1, problema (c) citado anteriormente,  $\{y\} > I(1)$ , ou seja, se são necessárias mais de uma diferença para torná-la estacionária, deve-se testar a existência de mais de uma raiz unitária.

Segundo FAVA (2000) se aplicarmos o teste ADF à primeira diferença de uma sucessão para testar a presença de uma segunda raiz unitária, ou alternativamente, aplicar a segunda diferença na sucessão para verificar se existe uma terceira raiz unitária, e assim sucessivamente, não é um procedimento correto sob o ponto de vista estatístico porque os testes ADF carregam na hipótese nula que a sucessão testada tem apenas uma raiz unitária (não estacionária), e na hipótese alternativa, que a sucessão

testada não tem uma raiz unitária (estacionária)<sup>35</sup>.

ENDERS (1995,p.227) mostra que DICKEY-PANTULA (1987) sugerem uma extensão do procedimento básico de teste de raiz unitária, explicado na seção anterior, para testar a presença de mais de uma raiz unitária. O método consiste em estimar por MQO o modelo generalizado para testar  $d = r$ , raízes unitárias:

$$\Delta^r y_t = \alpha + \beta_1 \cdot \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta^{r-2} y_{t-1} + \beta_3 \cdot \Delta^{r-3} \cdot y_{t-1} + \dots + \beta_r \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (77)$$

Realiza-se então uma seqüência de testes, iniciando-se pelo maior número de raízes unitárias predito, reduzindo-se esse número de um em um cada vez que a hipótese nula,  $H_0$ : existem “d” raízes unitárias, for rejeitada.

O procedimento termina quando a hipótese nula não for rejeitada. Aqui, para rejeitar ou não rejeitar a hipótese nula, utiliza-se estatísticas idênticas ao quadro 2, dependendo da utilização do modelo estimado de intercepto e tendência de tempo linear. O quadro 3 sumariza um exemplo que presume a existência, de no máximo, três raízes unitárias, para o modelo com intercepto e sem tendência:

QUADRO 3 – TESTE PARA D=3 RAÍZES UNITÁRIAS

Passos	Hipóteses	Modelo Estimado	Decisão
Primeiro	$H_0^3$ : d = 3 $H_a^3$ : d = 2	$\Delta^3 y_t = \alpha + \beta \cdot \Delta y_{t-1}^2 + \varepsilon_t$	-se Rejeitar $H_0^3$ dado (t de $\beta < \tau_\mu$ ) segue para o passo 2 -se Não Rejeitar $H_0^3$ dado (t de $\beta > \tau_\mu$ ), há 3 raízes unitárias
Segundo	$H_0^2$ : d = 2 $H_a^2$ : d = 1	$\Delta^3 y_t = \alpha + \beta \cdot \Delta y_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	- se Rejeitar $H_0^2$ dado (t de $\beta$ e $\beta_1 < \tau_\mu$ ) segue para o passo 3 - se Não Rejeitar $H_0^2$ dado (t de $\beta > \tau_\mu$ e t de $\beta_1 > \tau_\mu$ ), há 2 raízes unitárias
Terceiro	$H_0^1$ : d = 1 $H_a^1$ : d = 0	$\Delta^3 y_t = \alpha + \beta \cdot \Delta y_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot \Delta y_{t-1} + \beta_2 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$	- Rejeita $H_0^1$ se (t de $\beta$ , $\beta_1$ e $\beta_2 < \tau_\mu$ ) - Não Rejeitar $H_0^1$ se (t de $\beta$ , $\beta_1$ e $\beta_2 > \tau_\mu$ ) há 1 raiz unitária

FONTE: FAVA (2000)

NOTA: Caso as constantes  $\alpha$  sejam omitidas, as estatísticas t devem ser comparadas com os valores críticos  $\tau$  de FULLER (1976).

NOTA<sub>2</sub>: Segundo ENDERS (1995), Dickey e Pantula comentam que a constante deve estar sempre presente no último passo do procedimento, sob o argumento que as séries econômicas, em sua maioria, ou são não estacionárias ou tem média diferente de zero.

<sup>35</sup> Portanto, hipóteses que envolvam “d” > 1 não pode ser verificadas pelo teste ADF.

#### 4.1.3. Co – Integração

Um dos objetivos da Econometria é avaliar empiricamente teorias econômicas que pressupõem relações de equilíbrio de longo prazo entre variáveis. Porém a existência de tendências nas sucessões escolhidas pode levar a regressões espúrias.

Em modelos univariados, uma tendência estocástica pode ser removida diferenciando-se a série. A série estacionária resultante então pode ser estimada pela técnica Box-Jenkins. Então a solução recomendada nesses casos é estimar a regressão utilizando a primeira diferença das variáveis não estacionárias.

Porém, na literatura econométrica o modo apropriado para tratar variáveis não estacionárias não é tão direto em um contexto multivariado porque a primeira diferença, ao reduzir ou mesmo eliminar a tendência, escondem as propriedades de longo prazo das variáveis selecionadas.

Mesmo assim é possível ter uma combinação linear de variáveis integradas que são estacionárias, ditas cointegradas. Dado o resultado do teste de cointegração pode-se estimar um VAR que contém variáveis não estacionárias ou alternativamente usar o modelo de vetores de correção do erro (VEC).

Qualquer relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis não estacionárias implica que as tendências estocásticas destas variáveis estão relacionadas. Esta relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis não pode mover-se independentemente um do outro, sendo que os encadeamentos entre as tendências de variáveis estocásticas necessitam que as variáveis sejam cointegradas.

Para isto há modos alternativos para testar cointegração como o teste JOHANSEN – JOSELIUS (1990) e ENGLE-GRANGER (1987)<sup>36</sup>.

---

<sup>36</sup> Limitaremos a expor a metodologia de Johansen-Joselius (ver 4.1.4). Quanto a metodologia de Engle-Granger pode ser encontrado com detalhes em ENDERS (1995, Cap.6)

#### 4.1.3.1. Combinações Lineares de Variáveis Integradas

Para explicar a combinação linear de variáveis integradas considera-se um modelo simples de demanda por moeda, encontrado em ENDERS (1995, p.357). A teoria monetarista sugere que indivíduos retêm uma quantidade real de moeda, de forma que a demanda por moeda nominal deve ser proporcional ao nível de preço.

Dado a renda real e o associado aumento do número de transações, indivíduos retêm maior quantidade de moeda. Desde que a taxa de juros é a oportunidade válida para reter moeda, a demanda por moeda relaciona-se negativamente à taxa de juros e positivamente em relação à renda.

Assim, uma especificação econométrica para tal discussão pode ser escrita, por exemplo, em logaritmos, como:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot p_t + \beta_2 \cdot y_t + \beta_3 \cdot r_t + \varepsilon_t \quad (78)$$

Onde  $m_t$  denota demanda por moeda de longo prazo<sup>37</sup>,  $p_t$  é nível de preço;  $y_t$  é a renda real,  $r_t$  é a taxa de juros e  $\varepsilon_t$  é termo de perturbação estacionário e  $\beta_i$ 's são os parâmetros a serem calculados. As suposições macroeconômicas monetaristas requerem que  $\beta_1=1$ ,  $\beta_2>0$  e  $\beta_3<0$ , sendo então possível testar tais restrições nos parâmetros pelos testes t e F convencionais.

Porém, só isto não basta porque as propriedades da porção inexplicada da demanda por moeda são partes integrantes da teoria econométrica.

Portanto, caso  $\varepsilon_t$  tenha tendência estocástica, os erros no modelo serão cumulativos de forma que divergências de equilíbrio no mercado monetário não serão eliminados. Conseqüentemente, uma suposição chave da teoria é que a sucessão  $\{\varepsilon_t\}$  é estacionária.

---

<sup>37</sup> A hipótese que o mercado monetário está em equilíbrio permite usar dados temporais de moeda advinda da oferta de moeda, como  $M_1$  e  $M_2$ .

O problema surge quando a renda, moeda, nível de preços e taxa de juros são caracterizadas, pelo teste ADF para raiz unitária, como sendo não estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças, caracterizando variáveis integradas de ordem I(1). Como tal, cada variável pode vagar sem qualquer tendência para retornar a um nível de longo-prazo. Porém, a teoria econométrica afirma que pode haver uma combinação linear destas variáveis não estacionárias em nível, do tipo I(1), que são estacionárias.

Isolando o termo de erro da equação (78) podemos escrever:

$$\varepsilon_t = m_t - \beta_0 - \beta_1 \cdot p_t - \beta_2 \cdot y_t - \beta_3 \cdot r_t \quad (79)$$

Caso a sucessão  $\{\varepsilon_t\}$  seja estacionária, existe uma combinação linear das variáveis integradas do lado direito da equação acima que deve ser estacionária. Assim, a teoria necessita que os caminhos no tempo das quatro variáveis não estacionárias em nível, nomeadamente  $\{m_t\}$ ,  $\{p_t\}$ ,  $\{y_t\}$  e  $\{r_t\}$  estejam “linkadas”.

Pela combinação linear de variáveis integradas, em qualquer modelo de equilíbrio, as divergências de equilíbrio entre elas devem ser temporárias.

A análise formal começa considerando um conjunto de variáveis econômicas em equilíbrio de longo prazo, ocorrendo quando:

$$\beta_1 \cdot x_{1t} + \beta_2 \cdot x_{2t} + \dots + \beta_n \cdot x_{nt} = 0 \quad (80)$$

Ou alternativamente, se  $\beta$  e  $x_t$  são os vetores  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  e  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ , o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando  $\beta \cdot x_t = 0$ . A divergência ou desvio de equilíbrio de longo prazo, chamado de erro de equilíbrio, dado por  $\varepsilon_t$ , é:

$$\varepsilon_t = \beta \cdot x_t \quad (81)$$

Caso o equilíbrio é significativo, temos que o processo do erro de equilíbrio é

estacionário. Assim, ENGLE-GRANGER (1987) definem cointegração como:

"os componentes do vetor  $x_t$  são cointegrados de ordem  $d, b$ , denotado por  $x_t \sim CI(d, b)$  se todos os componentes de  $x_t$  são integrados de ordem  $d \equiv I(d)$ ; se existe um vetor  $\beta$  tal que a combinação linear  $\beta \cdot x_t = \beta_1 \cdot x_{1t} + \beta_2 \cdot x_{2t} + \dots + \beta_n \cdot x_{nt}$  é integrado de ordem  $(d-b)$ , onde  $b > 0$ ".

Onde o vetor  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração. Portanto pela definição de Engle-Granger a co-integração requer, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem, ou seja, sucessões escolhidas podem ser não estacionárias, mas elas são estacionarizadas por meio da aplicação do mesmo número de diferenças. A segunda condição da definição de cointegração requer que a combinação linear das variáveis do modelo resulte em uma série cuja ordem de integração é menor do que as séries originais. E por último, para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as sucessões escolhidas, a definição de cointegração diz que as sucessões escolhidas devem se mover com uma distância aproximadamente constante ao longo do tempo que equivale dizer, em termos econométricos que o erro,  $\varepsilon_t$ , deve ser integrada de ordem zero [ $\varepsilon_t = I(0)$ ].

Em termos da equação 78, se a previsão de moeda, preço, renda e taxa de juros são todos  $I(1)$  e a combinação linear  $m_t - \beta_0 - \beta_1 \cdot p_t - \beta_2 \cdot y_t - \beta_3 \cdot r_t = \varepsilon_t$  é estacionário, então as variáveis são cointegradas de ordem  $(1, 1)$ . O vetor  $x_t$  é  $(m_t, 1, p_t, y_t, r_t)'$  e o vetor de cointegração,  $\beta$ , é  $(1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3)$ .

Assim, há 3 pontos a considerar sobre cointegração e aplicação na pesquisa:

a) cointegração refere-se a combinação linear de variáveis não estacionárias.

Teoricamente, é possível que haja relações não lineares de longo prazo entre um jogo de variáveis integradas. Porém, não há teste para relações de cointegração não lineares. Quanto ao vetor de cointegração ele não é único. Dado o vetor de cointegração  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ , então se multiplicarmos por uma constante,  $\lambda$ , diferente de zero, o novo vetor  $(\lambda \cdot \beta_1,$

$\lambda.\beta_2, \dots, \lambda.\beta_n$ ) também é um vetor de cointegração. A manipulação pode ser usada para normalizar o vetor de cointegração fixando seu coeficiente a unidade<sup>38</sup>;

- b) todas as variáveis devem ser integradas da mesma ordem. Caso as variáveis são integradas de ordens diferentes, elas não podem ser cointegradas. Assim se  $x_{1t}$  é I(1) e  $x_{2t}$  é I(2) onde  $d_2 > d_1$ , qualquer combinação linear de  $x_{1t}$  e  $x_{2t}$  é I(2). Caso um conjunto de variáveis I(d) não são cointegradas, uma falta de cointegração não implica nenhum equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, de forma que as variáveis podem vagar arbitrariamente longe uma da outra;
- c) Com  $x_t$  tendo n componentes, pode haver no máximo n-1 vetores de cointegração linearmente independentes. Por exemplo, se  $x_t$  contém quatro variáveis, pode haver no máximo três vetores de cointegração independente. O número de vetores de cointegração é chamado de *rank* de cointegração de  $x_t$ .

#### 4.1.3.2. Cointegração e Tendências Comuns

STOCK-WATSON (1988) observaram que variáveis cointegradas compartilham tendências estocásticas comuns sendo um modo útil para entender as relações de cointegração.

ENDERS (1995) expõe a idéia destes autores, em um exemplo em que o vetor  $x_t$  contém duas variáveis, de forma que  $x_t = [y_t \ z_t]'$ . Ignorando condições cíclicas e sazonais decompõem-se cada variável em um passeio aleatório representando a tendência da variável i no período t,  $\mu_{it}$ , ou seja, cujos valores mudam

---

<sup>38</sup> Por exemplo: normalizar o vetor de cointegração com respeito a  $x_{1t}$  é  $\lambda = 1/\beta_1$ .

continuamente com o passar do tempo, mais um componente irregular da variável  $i$  no período  $t$ ,  $\varepsilon_{it}$ , não necessariamente branco-ruído, formando as equações abaixo:

$$y_t = \mu_{yt} + \varepsilon_{yt} \quad (82)$$

$$z_t = \mu_{zt} + \varepsilon_{zt} \quad (83)$$

Caso as sucessões  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  são cointegradas de ordem (1,1), então deve haver valores diferentes de zero de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  para que a combinação linear de  $\beta_1 \cdot y_t + \beta_2 \cdot z_t$  seja estacionária. Substituindo  $y_t$  e  $z_t$  na combinação linear temos:

$$\beta_1 \cdot y_t + \beta_2 \cdot z_t = \beta_1 \cdot (\mu_{yt} + \varepsilon_{yt}) + \beta_2 \cdot (\mu_{zt} + \varepsilon_{zt}) \quad (84)$$

Para  $\beta_1 \cdot y_t + \beta_2 \cdot z_t$  ser estacionária, os termos com o processo aleatório,  $\mu_{it}$ , devem desaparecer porque se qualquer uma das duas tendências aparece na equação acima, a combinação linear  $\beta_1 \cdot y_t + \beta_2 \cdot z_t$  também terá uma tendência. Assim se os termos com o componente irregular,  $\varepsilon_{it}$ , são estacionários, a condição necessária e suficiente para as sucessões  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  serem CI(1,1) é:

$$\beta_1 \cdot \mu_{yt} + \beta_2 \cdot \mu_{zt} = 0 \quad (85)$$

Considerando que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são diferentes de zero o único modo para assegurar a igualdade é as tendências estocásticas,  $\mu_{it}$ , serem idênticas a um escalar. Assim, o escalar  $-\beta_2/\beta_1$  e os dois processos estocásticos  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$ , integradas em I(1), tem que ter a mesma tendência estocástica se eles são cointegrados de ordem CI(1,1).

Para mais de duas variáveis também é sempre possível achar um vetor de cointegração,  $\beta$ , tal que a combinação linear  $\beta_1 \cdot y_t + \beta_2 \cdot z_t + \beta_3 \cdot w_t + \dots + \beta_n \cdot i_t$  não contenha uma tendência. O resultado generalizado para o caso de  $n$  variáveis é:

$$x_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (86)$$

Onde  $x_t$  é um vetor  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ ,  $\mu_t$  é vetor de tendências estocásticas  $(\mu_{1t}, \mu_{2t}, \dots, \mu_{nt})'$  e  $\varepsilon_t$  é um vetor,  $n \times 1$ , de componentes irregulares. Caso uma tendência pode ser expressa como uma combinação linear das outras tendências do sistema, significa que existe um vetor  $\beta$  tal que:

$$\beta \cdot \mu_t = 0 \quad (87)$$

E conseqüentemente a combinação linear  $\beta \cdot x_t = \beta \cdot \varepsilon_t$  é estacionária. O argumento é generalizado também para casos na qual há relações lineares múltiplas entre as tendências. Caso o grau de cointegração é  $r$ , então temos  $r < n$  relações lineares entre as tendências, de forma que  $\beta \cdot \mu_t = 0$ , onde  $\beta$  é uma matriz,  $r \times n$ , dos elementos  $\beta_{ij}$ . Portanto se há  $r$  vetores de cointegração entre  $n$  variáveis, existe um vetor de cointegração para cada subconjunto de  $(n-r)$  variáveis.

#### 4.1.4. Teste Johansen-Joselius – A Relação Raiz Característica, Rank e Cointegração

Na prática, é possível que uma regressão indica cointegração entre as variáveis, considerando que invertendo a ordem não indica nenhuma cointegração.

O método desenvolvido por JOHANSEN-JUSELIUS (1990) consiste em estimar a regressão por máxima verossimilhança, testar a presença de múltiplos vetores de cointegração, testar versões restringidas do(s) vetor(es) de cointegração e velocidade de ajustamento dos parâmetros.

O teste de Johansen-Juselius para o caso multivariado nada mais é do que uma generalização do teste Dickey-Fuller e está ligado à relação entre o rank de uma matriz e as raízes características<sup>39</sup>.

Considerando a generalização simples, exposta anteriormente, para  $n$

---

<sup>39</sup> Em ENDERS (1995), o apêndice do capítulo 6 revisa os conceitos essenciais de raízes características (eigenvalues) e rank ( $r$ ) de uma matriz.

variáveis, temos:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (88)$$

Onde  $\mathbf{x}_t$  é um vetor coluna,  $n \times 1$ , representada por  $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ ;  $\mathbf{A}_1$  é a matriz de parâmetros, quadrada, de dimensão  $n \times n$  e  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  é um vetor coluna,  $n \times 1$ , representada por  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ .

Subtraindo  $\mathbf{x}_{t-1}$  de cada lado da equação acima e sendo  $\mathbf{I}$  uma matriz identidade, de dimensão  $n \times n$ , temos:

$$\Delta \mathbf{x}_t = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1) \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \therefore \Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\pi} \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (89)$$

Onde  $\boldsymbol{\pi}$  é a matriz de dimensão  $n \times n$ ,  $-(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)$  e  $\pi_{ij}$  denotam o elemento da linha  $i$  e coluna  $j$  de  $\boldsymbol{\pi}$  e  $\mathbf{I}$  é uma matriz identidade; lembrando ainda que o rank da matriz  $\boldsymbol{\pi}$  é igual ao número de vetores de cointegração.

Caso as raízes características sejam menores que a unidade, ou seja, se o rank de  $\boldsymbol{\pi}$  for igual a  $n$  variáveis, a última equação representa um sistema convergente de equações em diferença, de modo que todas as variáveis são estacionárias.

Para o caso univariado, se  $(\mathbf{A}_1 - \mathbf{I})$  é igual a zero, temos que rank de  $\boldsymbol{\pi}$  igual a zero. Então todas as sucessões  $\{\Delta x_{it}\}$  são processos de raiz unitária e, portanto, não há nenhuma combinação linear de  $\{x_{it}\}$  que são estacionários e, conseqüentemente, as variáveis não são cointegradas.

Outra generalização de  $n$  variáveis, pode ser elaborada, incluindo a presença de intercepto e tendência<sup>40</sup>:

---

<sup>40</sup> Semelhantemente ao teste ADF, plotar as variáveis em um mesmo gráfico e verificar a diferença entre elas durante o período de análise pode sugerir a presença ou não de intercepto e tendência comum na equação de teste para cointegração. Detalhes deste tipo de análise são mostradas em STOCK-WATSON (2004, p.376) e ENDERS (1995, p. 388).

$$\Delta x_t = A_0 + \pi \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (90)$$

Onde  $A_0$  é um vetor coluna,  $n \times 1$ , de constantes  $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n})'$ . O efeito de incluir  $A_0$  é permitir a possibilidade de uma tendência de tempo linear no processo gerador dos dados.

Aqui, o rank de  $\pi$  é igual ao o número de relações de cointegração existentes nos dados que não contém tendência. No longo prazo,  $\pi \cdot x_{t-1} = 0$  de forma que cada sucessão  $\{\Delta x_{it}\}$  tem um valor esperado de  $a_{i0}$ . Agregando todas as variações na equação acima sobre  $t$ , a expressão determinística é  $a_{i0} \cdot t$ .

Um modo para incluir uma constante nas relações de cointegração é restringir os valores do vários  $a_{i0}$ . Por exemplo, se a matriz  $\pi$  tem rank igual a um, as linhas de  $\pi$  podem diferenciar-se somente por um escalar, de forma que é possível escrever para cada sucessão  $\{\Delta x_{it}\}$  da equação acima como:

$$\begin{aligned} \Delta x_{1t} &= \pi_{11} \cdot x_{1t-1} + \pi_{12} \cdot x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt-1} + a_{10} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_{2t} &= s_2 (\pi_{11} \cdot x_{1t-1} + \pi_{12} \cdot x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt-1}) + a_{20} + \varepsilon_{2t} \\ &\vdots \\ \Delta x_{nt} &= s_n (\pi_{11} \cdot x_{1t-1} + \pi_{12} \cdot x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt-1}) + a_{n0} + \varepsilon_{nt} \end{aligned} \quad (91)$$

Onde  $s_i$  é um escalar tal que  $s_i \cdot \pi_{1j} = \pi_{ij}$ . Caso o coeficiente  $a_{10}$  possa ser restringida tal que  $a_{10} = s_i \cdot a_{i0}$ , segue-se que toda  $\Delta x_{it}$  pode ser escrita com a constante incluída no vetor de cointegração. Na forma compacta tem-se:

$$\Delta x_t = \pi^* \cdot x_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (92)$$

Onde  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ ,  $x_{t-1}^* = (x_{1t-1}, x_{2t-1}, \dots, x_{nt-1}, \mathbf{1})'$ , e  $\pi^*$  é igual a:

$$\pi^* = \begin{vmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1n} & a_{10} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2n} & a_{20} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \cdots & \pi_{nn} & a_{n0} \end{vmatrix} \quad (93)$$

Assim na forma compacta os vários  $a_{i0}$  foram alterados de modo que a solução geral para cada  $\{x_{it}\}$  não contém uma tendência linear de tempo. A solução para o conjunto de equações em diferenças na forma compacta é tal que espera-se igualar a zero quando  $(\pi_{11} \cdot x_{1t-1} + \pi_{12} \cdot x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt-1} + a_{10}) = 0$ .

Como no teste ADF, o modelo multivariado também pode ser generalizado para permitir um processo auto-regressivo de ordem “ $p$ ”. Considerando a equação:

$$x_t = A_1 \cdot x_{t-1} + A_2 \cdot x_{t-2} + \dots + A_p \cdot x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (94)$$

Onde  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n$ -dimensional, do tipo iid, com média zero e matriz de variância e covariância ( $\Sigma$ ).

ENDERS (1995 p. 390) demonstra através de artifícios matemáticos da soma de  $x_{t-1}$ , soma e subtração da  $(A_1-I) \cdot x_{t-2}$ , soma e subtração da  $(A_2+A_1-I) \cdot x_{t-3}$ , soma e subtração de  $(A_p+\dots+A_2+A_1-I) \cdot x_{t-p}$ , na equação (95), que pode-se obter a forma diferenciada abaixo:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \cdot \Delta x_{t-i} + \pi \cdot x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (95)$$

Onde:

$$\pi = -\left( I - \sum_{i=1}^p A_i \right) \quad (96)$$

e:

$$\pi_i = -\left( I - \sum_{j=1}^i A_j \right) \quad (97)$$

Novamente, é o rank da matriz  $\pi$  que determinará o número de vetores de cointegração independentes. Caso o rank de  $\pi$  é zero, a matriz é nula e pode-se usar o

VAR em primeiras diferenças; se o rank é igual a um, há um único vetor de cointegração e a parcela  $\pi \cdot x_{t-p}$  é o fator de correção de erro; se o rank de  $\pi$  é igual a  $n$  variáveis, o processo vetorial é estacionário. Para casos em que o rank está entre  $1 < \text{rank}(\pi) < n$ , temos múltiplos vetores de cointegração.

O número de distintos vetores de cointegração pode ser obtido conferindo-se a significância das raízes características da matriz  $\pi$ <sup>41</sup>.

Supondo que a partir da matriz “ $\pi$ ” obtivemos  $\lambda_n$  raízes características, ordenadamente, tal que  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ . Comparando as raízes características  $\lambda_n$  com o rank da matriz  $\pi$  podemos concluir que:

- a) caso as variáveis em  $x_t$  não são co-integradas, o rank de  $\pi$  é zero e todas as raízes características se igualarão zero, pois  $\ln(1-\lambda_i) = 0$ ;
- b) se o rank da matriz  $\pi$  é um, temos  $0 < \lambda_1 < 1$  de forma que  $\ln(1-\lambda_1)$  será negativo e todas as outras raízes características serão iguais a zero, de forma que  $\ln(1-\lambda_2) = \ln(1-\lambda_3) = \dots = \ln(1-\lambda_n) = 0$

Na prática obtém-se somente estimativas de  $\pi$  e as raízes características. Assim as estatísticas  $\lambda_{\text{trace}}$  e  $\lambda_{\text{máx}}$ , apresentadas por JOHANSEN-JUSELIUS(1990), conduzem os testes para observar o número de raízes características que são sem significância, ou seja, diferente de um. Sendo  $T$  o número de observações usadas e  $\hat{\lambda}_i$  o valor estimado das raízes características, obtidas da matriz  $\pi$ , o teste pode ser administrado usando as seguintes duas estatísticas de teste:

$$\lambda_{\text{trace}}(\mathbf{r}) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (98)$$

---

<sup>41</sup> Segundo SIMON-BLUME (1994, p.582) o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características desta matriz que é diferente de zero.

$$\lambda_{\text{máx}}(\mathbf{r}, \mathbf{r} + 1) = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{\mathbf{r}+1}) \quad (99)$$

A estatística  $\lambda_{\text{trace}}$  tem sob hipótese nula que o número de distintos vetores de cointegração é menor ou igual “r” contra uma alternativa geral. A  $\lambda_{\text{trace}}$  é igual a zero quando todas as raízes características são iguais a zero ( $\lambda_i = 0$ ). Quanto mais afastadas de zero estão as raízes características estimadas, mais negativo é  $\ln(1 - \lambda_i)$  e conseqüentemente, maior será estatística  $\lambda_{\text{trace}}$ .

A estatística  $\lambda_{\text{máx}}$  tem sob a hipótese nula que o número de vetores de cointegração é igual a r contra a hipótese alternativa de que o número de vetores de cointegração é r + 1. Quanto mais próximo de zero está o valor estimado da raiz característica, menor será  $\lambda_{\text{máx}}$ .

JOHANSEN-JUSELIUS (1990) estipularam os valores críticos das estatísticas  $\lambda_{\text{trace}}$  e  $\lambda_{\text{máx}}$ , sendo que a distribuição de probabilidade destas estatísticas testes dependem do número de componentes não estacionários sob a hipótese nula (n-r) e da forma do vetor  $A_0$ , ou seja, quando inclui-se no vetor de cointegração o termo constante ou tendência, sem tendência ou somente constante.

Assumindo que as séries são exógenas, é possível rejeitar a hipótese nula do teste  $\lambda_{\text{trace}}$  e  $\lambda_{\text{máx}}$  se o valor calculado é maior que o valor crítico tabelado.

#### 4.2. TESTE PARA NÚMERO DE DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS NO VAR

Em princípio, não há empecilhos para incorporarmos um número grande de variáveis no VAR. É possível construir n-equações no VAR sendo que cada uma contém “p” defasagens de todas as k variáveis do sistema<sup>42</sup>.

O exame cuidadoso da teoria econômica ajuda a selecionar o conjunto de variáveis para incluir no VAR. Segundo ENDERS (1995, p.301) e SIMS (1987):

---

<sup>42</sup> Na prática perde-se graus de liberdade quanto mais variáveis são incluídas no VAR. Por exemplo, com dados mensais e 12 defasagens, a inclusão de uma variável adicional usa 12 graus de liberdade adicionais.

“The variables to be included in the VAR are selected according to the relevant economic model”.

Para o propósito desta pesquisa, incluiremos apenas variáveis macroeconômicas conforme o artigo de SIMS (1980): taxas de juros, preços, moeda e produto. Um VAR de n-equações pode ser escrito como:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \\ \vdots \\ A_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & \dots & A_{1n}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & \dots & A_{2n}(L) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{n1}(L) & A_{n2}(L) & \dots & A_{nn}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \vdots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (100)$$

Onde  $A_{i0}$  são os parâmetros que representam o intercepto;  $A_{ij}(L)$  são os polinômios do operador  $L$  e os coeficientes individuais de  $A_{ij}(L)$  são denotados por  $a_{ij}(1), a_{ij}(2), \dots, a_{ij}(n)$ .

Desde que todas as equações têm a mesma defasagem, todos os polinômios  $A_{ij}(L)$  são do mesmo grau. Os resíduos  $\varepsilon_{it}$  são do tipo ruído branco e podem ser correlacionados<sup>43</sup>.

Além da determinação do jogo de variáveis a ser incluídas no VAR, é importante determinar o número de defasagem apropriado. Para preservar a simetria do sistema, e assim usar MQO eficazmente, é comum o uso da mesma defasagem para todas as equações<sup>44</sup>.

Efetuar a seleção apropriada das defasagens no VAR pode ser crítica, dependendo do número de observações utilizadas. Caso a última duração é “ $p$ ” defasagem, cada uma n equações contém n coeficientes vezes “ $p$ ” defasagens mais o termo intercepto. Caso as defasagens “ $p$ ” são pequenas, o modelo é mal especificado;

---

<sup>43</sup> Para esta verificação designa-se a matriz de variâncias e covariâncias cuja dimensão é  $(k \times k)$ .

<sup>44</sup> Contanto que haja regressores idênticos em cada equação, estimativas de MQO são consistentes e assintoticamente eficientes.

se “ $p$ ” é muito grande, graus de liberdade são perdidos.

Então confere-se a defasagem adequada do sistema da seguinte maneira:

- a) considerando-se os graus de liberdade e uma noção a priori do tempo para capturar a dinâmica do sistema, inicia-se a estimação com a possível duração mais longa para as variáveis;
- b) calcula-se o VAR e a matriz de variância e covariância dos resíduos ( $\Sigma_b$ );
- c) utilizando as mesmas observações efetua-se o procedimento (a) e (b) novamente com uma defasagem “ $p-1$ ” para o VAR. Ex: restringindo o modelo de 12 para 8 atrasos reduziria o número de parâmetros calculados por 4.k em cada equação.

Como a meta é determinar se a defasagem determinada em (c) é mais apropriado que a defasagem estipulada em (a) para todas as  $n$  equações, podemos na prática, utilizar os critérios da Akaike (AIC) e/ou Schwartz (SBC). Para propósitos da pesquisa escolhemos arbitrariamente o AIC.

As estatísticas podem ser calculadas da seguinte maneira:

$$\text{AIC} = T \cdot \text{Log} |\Sigma| + 2 \cdot N \quad (101)$$

$$\text{SBC} = T \cdot \text{Log} |\Sigma| + N \cdot \text{Log}(T) \quad (102)$$

Onde  $|\Sigma|$  é o determinante da matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos e  $N$  é número total de parâmetros calculados em todas as equações.

Assim, em um VAR( $p$ ) de  $n$  variáveis com intercepto, temos o número de coeficientes estimados dado por  $N=n^2 \cdot p+n$  e cada uma das  $n$  equações tem  $n \cdot p$  regressores defasados e um intercepto.

Para eliminar a auto-correlação nos resíduos, compara-se os modelos

usando o mesmo período da amostra com defasagens diferentes e, pelos critérios de AIC e/ou SBC<sup>45</sup>, seleciona-se aquele que apresentar o mais baixo valor.

#### 4.2.1. Estimação do Modelo VAR

Após a escolha das variáveis econômicas, testes de escolha da ordem do VAR devem ser elaborados para definir quantas defasagens devem ser utilizadas no modelo (ver 4.2). Assim o VAR expresso pela equação (32) pode ser generalizado para um modelo VAR de ordem  $p$ , ou seja, um VAR( $p$ ), da seguinte forma:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \cdot \mathbf{x}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \cdot \mathbf{x}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (103)$$

Onde  $\mathbf{x}_t$  é um vetor coluna  $n \times 1$  que contém cada uma das  $n$  variáveis incluídas no VAR;  $\mathbf{A}_0$  é um vetor coluna  $n \times 1$  que contém os interceptos de cada uma das equações do VAR;  $\mathbf{A}_i$  é a matriz dos coeficientes, sendo quadrada e de ordem  $n \times n$ ;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  é o vetor coluna, do tipo  $n \times 1$ , dos termos dos erros de cada equação, sendo estes do tipo ruído branco.

Em outras palavras, a matriz  $\mathbf{A}_0$  contém  $n$  termos de intercepto e cada matriz  $\mathbf{A}_i$  contém  $n^2$  coeficientes. Portanto,  $(n + p \cdot n^2)$  devem ser estimados. Porém um modelo VAR pode ser sobre-parametrizado e muitos desses coeficientes estimados poderão ser excluídos do modelo.

Estatisticamente, um VAR sem restrições poderá perder informações importantes. Os regressores tendem a ser colineares, fazendo com que o teste  $t$  para coeficientes individuais seja impróprio, por gerar comparações não confiáveis.

A equação (103), pelo seu lado direito, contém somente variáveis predeterminadas e os termos dos erros são assumidos como sendo serialmente não correlacionados e homocedásticos. Conseqüentemente as equações do sistema

---

<sup>45</sup> Regressores adicionais reduzem  $\text{Log} |\Sigma|$  pela expansão crescente de  $N$  nas estatísticas AIC e SBC.

poderão ser estimadas por MQO, fornecendo estimativas consistentes e assintoticamente eficientes<sup>46</sup>.

#### 4.2.2. Identificação do Modelo VAR

A questão da identificação do VAR deve responder a seguinte pergunta: é possível recuperar todas as informações do sistema primitivo a partir da forma reduzida?

Segundo MAIA (2001, p.14):

“É necessário verificar se a partir do momento em que se passa do sistema primitivo para o sistema reduzido o número de incógnitas da equação primitiva será o mesmo que o número de incógnitas da equação da forma reduzida.”

Em outras palavras é preciso saber se a forma primitiva é identificável.

ENDERS (1995, p.302) ilustra o procedimento de identificação a partir do sistema estrutural do VAR(1), dado pelas equações (26) e (27). Devido o sistema estrutural ter variáveis endógenas do lado direito, sendo portanto correlacionada com os termos dos erros<sup>47</sup>, não pode estimá-la diretamente por questões de violação de pressupostos do modelo clássico.

Porém quando existe a possibilidade de transformação para a forma reduzida, o problema é resolvido e o método MQO pode fornecer as estimativas dos elementos do vetor coluna de  $A_0$ , da matriz dos coeficientes  $A_i$ , além da obtenção dos resíduos de cada equação, dado pelo vetor coluna  $\varepsilon_t$ , sendo então possível calcular as

---

<sup>46</sup> As variáveis escolhidas para implementar o sistema VAR devem ser estacionárias. Caso as variáveis não são estacionárias, ou seja, tenham raízes unitárias conforme o teste ADF, recomenda-se efetuar as primeiras diferenças para torna-las então estacionárias. A metodologia para retirar a não-estacionariedade encontra-se em JONHSTON (2000, Cap. 2).

<sup>47</sup>  $z_t$  é correlacionado com o erro  $\varepsilon_{yt}$  e  $y_t$  está correlacionado com  $\varepsilon_{zt}$ .

estimativas das variâncias dos resíduos  $\varepsilon_{it}$ , e a covariância entre cada um dos  $\varepsilon_{it}$ .

Todavia ao resolver o sistema na forma reduzida, equações (34) e (35), por MQO espera-se retornar para o modelo primitivo.

Tomando o exemplo primitivo do VAR(1), equações (26) e (27), temos o conjunto de 10 parâmetros a serem estimados ( $b_{10}$ ,  $b_{20}$ ,  $b_{12}$ ,  $b_{21}$ ,  $\gamma_{11}$ ,  $\gamma_{12}$ ,  $\gamma_{21}$ ,  $\gamma_{22}$ ,  $\sigma_y$  e  $\sigma_z$ ) e tomando o exemplo da forma transformada, equações (34) e (35), temos o conjunto de 6 parâmetros, 2 variâncias e a covariância, nomeadamente:  $a_{10}$ ,  $a_{20}$ ,  $a_{11}$ ,  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $a_{22}$ ,  $\text{var}(\varepsilon_{1t})$ ,  $\text{var}(\varepsilon_{2t})$  e  $\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ .

Segundo ENDERS (1995) caso não se restrinja um dos parâmetros do sistema primitivo, é impossível identificá-lo. Uma alternativa para identificar o modelo primitivo, então, é estimar a forma reduzida com a restrição explícita nos coeficientes para recuperar a forma primitiva, isto é, usa-se o modelo proposto por SIMS (1980) chamado de VAR Estrutural.

Considerando  $b_{21}=0$ <sup>48</sup>, implica que  $y_t$  não tem efeito contemporâneo sobre  $z_t$ , apenas tem efeito com defasagem de um período, porém  $z_t$  tem efeito contemporâneo sobre  $y_t$ . Assim, as equações (26) e (27) com restrição e a matriz  $B^{-1}$  ficam:

$$y_t = b_{10} - b_{12} \cdot z_t + \gamma_{11} \cdot y_{t-1} + \gamma_{12} \cdot z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (104)$$

$$z_t = b_{20} - 0 \cdot y_t + \gamma_{21} \cdot y_{t-1} + \gamma_{22} \cdot z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (105)$$

$$B^{-1} = \begin{vmatrix} \frac{1}{1 - b_{12} \cdot b_{21}} & -\frac{b_{12}}{1 - b_{12} \cdot b_{21}} \\ -\frac{b_{21}}{1 - b_{12} \cdot b_{21}} & \frac{1}{1 - b_{12} \cdot b_{21}} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \quad (106)$$

Pré-multiplicando o sistema primitivo por  $B^{-1}$ , tem-se:

---

<sup>48</sup> As restrições impostas no VAR, segundo SIMS (1980 e 1986) e ENDERS (1995), devem ser adotadas de acordo com o modelo econômico sugerido.

$$\begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & -\mathbf{b}_{12} \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \mathbf{b}_{10} \\ \mathbf{b}_{20} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} 1 & -\mathbf{b}_{12} \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} 1 & -\mathbf{b}_{12} \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{yt} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{zt} \end{vmatrix} \quad (107)$$

Estimando o sistema usando MQO, encontra-se as estimativas dos parâmetros:

$$y_t = a_{10} + a_{11} \cdot Ly_t + a_{12} \cdot Lz_t + \varepsilon_{1t} \quad (108)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} \cdot Ly_t + a_{22} \cdot Lz_t + \varepsilon_{2t} \quad (109)$$

Onde  $a_{10} = b_{10} - b_{12} \cdot b_{20}$ ;  $a_{11} = \gamma_{11} - b_{12} \cdot \gamma_{21}$ ;  $a_{12} = \gamma_{12} - b_{12} \cdot \gamma_{22}$ ;  $a_{20} = b_{20}$ ;  $a_{21} = \gamma_{21}$ ;  $a_{22} = \gamma_{22}$

Pelas equações (20) e (21) tem-se:

$$\varepsilon_{1t} = \frac{\varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt}}{1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0}} \equiv \varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt} \quad (110)$$

$$\varepsilon_{2t} = \frac{\varepsilon_{zt} - \mathbf{0} \cdot \varepsilon_{yt}}{1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0}} \equiv \varepsilon_{zt} \quad (111)$$

Logo os parâmetros da variância e covariância são:

$$E[\varepsilon_{1t}]^2 = E\left[\frac{\varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt}}{1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0}}\right]^2 = \frac{\sigma_y^2 + \mathbf{b}_{12}^2 \cdot \sigma_z^2}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0})^2} \equiv \sigma_y^2 + \mathbf{b}_{12}^2 \cdot \sigma_z^2 \quad (112)$$

$$E[\varepsilon_{2t}]^2 = E\left[\frac{\varepsilon_{zt} - \mathbf{0} \cdot \varepsilon_{yt}}{1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0}}\right]^2 = \frac{\sigma_z^2 + \mathbf{0}^2 \cdot \sigma_y^2}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0})^2} \equiv \sigma_z^2 \quad (113)$$

$$E[\varepsilon_{1t} \cdot \varepsilon_{2t}] = E\left[\frac{(\varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt}) \cdot (\varepsilon_{zt} - \mathbf{0} \cdot \varepsilon_{yt})}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0})^2}\right] = -\frac{(\mathbf{b}_{12} \cdot \sigma_y^2 + \mathbf{b}_{12} \cdot \sigma_z^2)}{(1 - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{0})^2} \equiv -\mathbf{b}_{12} \cdot \sigma_z^2 \quad (114)$$

Assim encontramos os 9 parâmetros:  $a_{10}$ ,  $a_{20}$ ,  $a_{11}$ ,  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $a_{22}$ ,  $\text{var}(\varepsilon_{1t})$ ,  $\text{var}(\varepsilon_{2t})$  e  $\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ . Substituindo estes nas equações anteriores podemos encontrar os coeficientes primitivos ( $b_{10}$ ,  $b_{20}$ ,  $b_{12}$ ,  $\gamma_{11}$ ,  $\gamma_{12}$ ,  $\gamma_{21}$ ,  $\gamma_{22}$ ,  $\sigma_y^2$  e  $\sigma_z^2$ ).

Neste caso tem-se um modelo exatamente identificável, pois o número de

parâmetros recuperados da forma reduzida é igual ao número de parâmetros da forma primitiva (nove equações com nove incógnitas), havendo portanto, uma única solução.

Similarmente o sistema primitivo é dito subidentificado se número de parâmetros recuperados é menor que o número de parâmetros da forma primitiva (há mais incógnitas que equações), e não há possibilidade de solução única.

Caso haja restrição de mais de um parâmetro da forma primitiva (por exemplo,  $b_{12}=b_{21}=0$ ), tem-se o número de parâmetros recuperados maior que o número de parâmetros da forma primitiva (número de equações maior que o de incógnitas), e o sistema primitivo é dito sobreidentificado, entretanto, com possibilidade de solução<sup>49</sup>.

As estimativas das seqüências  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$  também podem ser recuperadas a partir do sistema primitivo, pré-multiplicando os resíduos deste, por  $B^{-1}$ :

$$\varepsilon_{1t} = B^{-1} \cdot \varepsilon_{zt} \quad (115)$$

Os resíduos  $\varepsilon_{2t}$  também são estimados da seqüência  $\{\varepsilon_{zt}\}$ . Combinando estas estimativas com a solução para o coeficiente  $b_{12}$  podemos resolver a estimativa para a seqüência  $\{\varepsilon_{yt}\}$  usando a relação:

$$\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12} \cdot \varepsilon_{zt} \quad (116)$$

Sob a hipótese restritiva de que  $b_{21}=0$ , temos que  $y_t$  não tem efeito contemporâneo sobre  $z_t$ . Porém, a equação (37) informa que ambos os choques,  $\varepsilon_{zt}$  e  $\varepsilon_{yt}$ , afetam o valor contemporâneo de  $y_t$  e somente o choque  $\varepsilon_{zt}$  afeta o valor contemporâneo de  $z_t$ . Assim os valores observados de  $\varepsilon_{2t}$  são atribuídas somente a seqüência  $\{z_t\}$ . Logo a seqüência  $\{\varepsilon_{2t}\}$  é:

$$\varepsilon_{2t} = \varepsilon_{zt} \quad (117)$$

---

<sup>49</sup> Exemplo do VAR sobreidentificado pode ser encontrado em ENDERS (1995, p 304).

Decompondo os resíduos no formato triangular<sup>50</sup> temos:

$$\begin{vmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \mathbf{1} & -\mathbf{b}_{12} \\ \mathbf{0} & \mathbf{1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \quad (118)$$

A decomposição dos resíduos mostra a assimetria sobre o VAR em que o choque  $\varepsilon_{zt}$  tem efeito contemporâneo em  $y_t$  e  $z_t$ . Portanto, mudanças na ordem das variáveis poderá trazer mudanças significativas no impacto entre as variáveis, dependendo da magnitude do coeficiente de correlação  $b_{12}$ .

#### 4.2.2.1. Modelo VAR Identificável

SIMS (1986) mostra que as restrições para identificação do VAR devem ser feitas nas matrizes de interações contemporâneas. Admite que não se deve impor restrições nas variáveis defasadas pois estas são conhecidas dos agentes econômicos podendo, portanto, ser utilizadas nas previsões futuras e formação de expectativas.

A herança deixada pela metodologia de SIMS (1986) mostra que uma forma de identificação das variáveis do modelo é a própria ordenação destas variáveis.

Para chegar no ponto de vista de Sims, parte-se do modelo VAR com restrições na matriz de interações contemporâneas. Generalizando a partir da equação (29), temos:

$$\mathbf{B} \cdot \mathbf{x}_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \cdot \mathbf{x}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (119)$$

Onde  $\mathbf{x}_t$  é o vetor das variáveis incluídas no sistema,  $\mathbf{B}$  é a matriz dos coeficientes de relações contemporâneas de ordem  $n \times n$ ,  $\Gamma_i$  são matrizes dos coeficientes defasados com “ $p$ ” defasagens de ordem  $n \times n$  e  $\varepsilon_t$  é o vetor coluna dos

---

<sup>50</sup> A decomposição de resíduos na forma triangular é chamada de “decomposição de Choleski”.

erros aleatórios, do tipo  $n \times 1$ .

O modelo estrutural pode ser escrito também na forma reduzida. Generalizada a partir da equação (31), temos:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{B}^{-1} \cdot \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}^{-1} \cdot \Gamma_i \cdot \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{B}^{-1} \cdot \varepsilon_t \quad (120)$$

A matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos é dado por  $\text{Cov}(\varepsilon_t) = \Sigma^{51}$ , onde  $\varepsilon_t = \mathbf{B}^{-1} \cdot \varepsilon_t$ . O modelo VAR é exatamente identificado pois a matriz dos coeficientes de relações contemporâneas,  $\mathbf{B}$ , é triangular inferior com  $[k \cdot (k+1)/2]$  coeficientes<sup>52</sup>. Portanto pela estimação por MQO obtêm-se os resíduos e a estimativa da matriz de variância e covariância.

O modelo de SIMS (1980) tem uma propriedade desejável que todas as variáveis são tratadas simetricamente. Seu modelo é um caso especial do modelo exatamente identificado, em que  $\Gamma_i$  é triangular, semelhante a matriz (14) e  $\mathbf{B}$  é uma matriz diagonal, quando as variáveis são ordenadas como as equações (5) a (8).

#### 4.2.3. Modelo de Correção do Erro

Um aspecto principal de variáveis cointegradas é que os caminhos de tempo delas são influenciados pela extensão de qualquer desvio de equilíbrio de longo prazo.

Por exemplo, teorias da estrutura de taxas de juros mostram uma relação de longo prazo entre taxas de juros de curto e longo prazo. Caso o *gap* entre as taxas de curto e longo prazos são relativamente grandes a taxa de curto prazo deve subir em

---

<sup>51</sup>  $\Sigma$  possui  $k \cdot (k+1)/2$  parâmetros livres. Assim há um mínimo de  $[(k^2+k)/2]$  restrições que precisam ser impostas na matriz  $\mathbf{B}$  para identificação do VAR.

<sup>52</sup> Caso haja um menor número de restrições o VAR é subidentificado, caso contrário o VAR é sobreidentificado.

última instância à taxa de longo prazo<sup>53</sup>. Sem uma especificação dinâmica do modelo, não é possível determinar qual das possibilidades acontecerá.

Não obstante, a dinâmica de curto prazo pode ser influenciada por um desvio da relação de longo prazo. Quando ocorre esta situação aplica-se o modelo dinâmico de correção do erro.

Para o caso de k variáveis, em um modelo de correção de erro as dinâmicas de curto prazo das variáveis do sistema são influenciadas através da divergência ou desvio com relação ao equilíbrio de longo prazo.

Formalmente, se todas as variáveis do sistema,  $x_{nt}$ , são I(1), o vetor coluna,  $nx1$ ,  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  tem uma representação de correção do erro, VEC, expressado na forma:

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi \cdot x_{t-1} + \pi_1 \cdot \Delta x_{t-1} + \pi_2 \cdot \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_p \cdot \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (121)$$

Onde  $\pi_0$  é o vetor coluna de interceptos,  $nx1$ , com elementos  $\pi_{i0}$ ;  $\pi_i$  é uma matriz com elementos  $\pi_{jk}$  tal que um ou mais elementos  $\pi_{jk}$  são diferentes de zero e  $\varepsilon_t$  é um vetor coluna,  $nx1$ , com elementos  $\varepsilon_{it}$ , com os termos do erro  $\varepsilon_{it}$  podendo ser correlacionados os erros  $\varepsilon_{jt}$ .

Agora, se há uma representação de correção de erro destas variáveis, como na equação 121, necessariamente há uma combinação linear das variáveis  $x_{nt} = I(1)$  que são estacionárias. Isolando  $\pi \cdot x_{t-1}$ , temos:

$$\pi \cdot x_{t-1} = \Delta x_t - \pi_0 - \sum_{i=1}^p \pi_i \cdot \Delta x_{t-i} - \varepsilon_t \quad (122)$$

---

<sup>53</sup> Claro que o gap pode ser influenciado pelo aumento na taxa de curto prazo ou uma diminuição na taxa de longo prazo; um aumento no termo taxa de longo prazo com subida maior na taxa a curto prazo, ou um aumento na taxa de longo prazo e uma queda na taxa a curto prazo.

Desde que cada termo à direita da expressão é estacionária,  $\pi \cdot x_{t-1}$  também é estacionária. Como  $\pi$  contém só constantes, cada linha de  $\pi$  é um vetor de cointegração de  $x_t$ <sup>54</sup>. Dois aspectos importantes devem ser notados no VEC:

- a) Caso a matriz  $\pi$  tenha todos os elementos iguais a zero, tem-se é um VAR tradicional escrito em primeiras diferenças. Nesta circunstância, não há nenhuma representação de correção do erro porque a  $\Delta x_t$  não responde aos desvios de períodos prévios em relação ao equilíbrio de longo prazo;
- b) Caso um ou mais elementos  $\pi_{jk}$  são diferentes de zero,  $\Delta x_t$  responde aos desvios dos períodos anteriores em relação ao equilíbrio de longo prazo. Então estimar  $x_t$  com um VAR em primeiras diferenças é impróprio se  $x_t$  tem uma representação de correção de erro. A omissão da expressão  $\pi \cdot x_{t-1}$  vincula um erro de especificação se  $x_t$  tem uma representação de correção de erro como na primeira equação.

A relação entre cointegração, correção do erro, e o rank da matriz  $\pi$  pode ser verificada quando adicionamos  $n$  variáveis no sistema, tendo então a possibilidade de termos múltiplos vetores de cointegração. A versão geral pode ser escrita como:

$$x_t = A_1 \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (123)$$

Onde  $x_t$  é um vetor coluna,  $n \times 1$ , representada por  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ ;  $A_1$  é a matriz de parâmetros, quadrada, de dimensão  $n \times n$  e  $\varepsilon_t$  é um vetor coluna,  $n \times 1$ , representada por  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ .

Subtraindo  $x_{t-1}$  de cada lado da equação (123) e sendo  $I$  uma matriz

---

<sup>54</sup> Por exemplo, a primeira linha pode ser escrita como:  $\pi_{11} \cdot x_{1t-1} + \pi_{12} \cdot x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt-1}$ . Desde que cada série  $x_{it-1}$  é  $I(1)$ ,  $(\pi_{11}, \pi_{12}, \dots, \pi_{1n})$  deve ser um vetor de cointegração para  $x_t$

identidade, de dimensão  $n \times n$ , temos:

$$\Delta \mathbf{x}_t = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1) \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \therefore \Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\pi} \cdot \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (124)$$

Onde  $\boldsymbol{\pi}$  é a matriz de dimensão  $n \times n$ ,  $-(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)$  e  $\pi_{ij}$  denotam o elemento da linha  $i$  e coluna  $j$  de  $\boldsymbol{\pi}$ . A equação (124) é um caso especial do VEC, tal que todos  $\pi_i = 0$ . O assunto crucial para cointegração concerne no rank da matriz  $\boldsymbol{\pi}$ . Caso o rank de  $\boldsymbol{\pi}$  é zero, cada elemento de  $\boldsymbol{\pi}$  deve ser igual a zero. Então a equação acima é equivalente a um VAR de  $n$ -variáveis em primeiras diferenças:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (125)$$

Aqui, cada  $\Delta x_{it} = \varepsilon_{it}$ , de forma que a primeira diferença de cada variável no vetor  $\mathbf{x}_t$  é  $I(0)$ . Desde que cada  $x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$ , todas as sequências  $\{x_{it}\}$  são processos de raiz unitária e não há nenhuma combinação linear das variáveis que são estacionárias.

Outro caso pode ocorrer se o rank da matriz  $\boldsymbol{\pi}$  é máximo. A solução de longo prazo da penúltima equação é determinada por  $n$  equações independentes:

$$\begin{aligned} \pi_{11} \cdot x_{1t} + \pi_{12} \cdot x_{2t} + \pi_{13} \cdot x_{3t} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt} &= 0 \\ \pi_{21} \cdot x_{1t} + \pi_{22} \cdot x_{2t} + \pi_{23} \cdot x_{3t} + \dots + \pi_{2n} \cdot x_{nt} &= 0 \\ \vdots & \\ \pi_{n1} \cdot x_{1t} + \pi_{n2} \cdot x_{2t} + \pi_{n3} \cdot x_{3t} + \dots + \pi_{nn} \cdot x_{nt} &= 0 \end{aligned} \quad (126)$$

Cada uma destas  $n$  equações é uma restrição independente na solução de longo prazo das variáveis. Neste caso, cada uma das  $n$  variáveis contidas no vetor  $\mathbf{x}_t$  deve ser estacionário com os valores de longo prazo dados por (126).

Nos casos em que o rank da matriz  $\boldsymbol{\pi}$  é igual a  $r$ , então há  $r$  vetores de cointegração. Caso  $r=1$ , há um único vetor de cointegração dado por qualquer linha da matriz  $\boldsymbol{\pi}$ . Então cada sucessão  $\{x_{it}\}$  pode ser escrita na forma de correção de erro. Por exemplo, podemos escrever  $\Delta x_{1t}$ , normalizando com respeito a  $x_{1t-1}$ , fixando  $\alpha_1 = \pi_{11}$  e

$\beta_{ij} = \pi_{ij}/\pi_{11}$ , como:

$$\Delta x_{1t} = \alpha_1 \cdot (x_{1t-1} - \beta_{12} \cdot x_{2t-1} + \dots + \beta_{1n} \cdot x_{nt-1}) + \varepsilon_{it} \quad (127)$$

No longo prazo  $\{x_{it}\}$  deve satisfazer a relação:

$$\beta_{11} \cdot x_{1t} + \beta_{12} \cdot x_{2t} + \beta_{13} \cdot x_{3t} + \dots + \beta_{1n} \cdot x_{nt} = 0 \quad (128)$$

Conseqüentemente, o vetor de cointegração normalizado é  $(1, \beta_{12}, \beta_{13}, \dots, \beta_{1n})$  e a velocidade de ajustamento é o parâmetro  $\alpha_1$ . Da mesma forma, com dois vetores de cointegração, os valores de longo prazo das variáveis devem satisfazer as duas relações que pode ser normalizados adequadamente:

$$\begin{aligned} \pi_{11} \cdot x_{1t} + \pi_{12} \cdot x_{2t} + \pi_{13} \cdot x_{3t} + \dots + \pi_{1n} \cdot x_{nt} &= 0 \\ \pi_{21} \cdot x_{1t} + \pi_{22} \cdot x_{2t} + \pi_{23} \cdot x_{3t} + \dots + \pi_{2n} \cdot x_{nt} &= 0 \end{aligned} \quad (129)$$

#### 4.3. ANÁLISE ESTRUTURAL DE MODELOS VAR

Através da metodologia VAR, interpreta-se as relações existentes entre taxas de juros, moeda, preços e produtos por 2 caminhos:

- a) Função de Resposta a Impulsos (FRI);
- b) Decomposição da Variância do Erros de Previsão (FEVD);

##### 4.3.1. Função Resposta ao Impulso (FRI)

A FRI mostra como uma variável responde, com o passar do tempo, a um único aumento surpresa em si mesmo ou em outra variável que compõe o VAR. Em outras palavras, uma inovação em alguma variável que compõe o VAR estabelece uma reação em cadeia ao longo do tempo em todas as demais variáveis do VAR, sendo que

as FRI permitem calcular estas reações em cadeia.

Da mesma maneira que uma equação auto-regressiva tem uma representação em médias móveis, um VAR pode ser escrito como um vetor de média móvel (VMA)<sup>55</sup>. A equação (47) é a representação do VMA da equação (32) em que as variáveis ( $y_t$  e  $z_t$ ) são expressas em termos dos valores presentes e passados dos choques ( $e_{1t}$  e  $e_{2t}$ ). A representação do VMA é um aspecto essencial da metodologia de SIMS (1980) pois permite traçar sobre o tempo vários choques nas variáveis contidas no sistema VAR.

ENDERS (1995), para fins ilustrativos, usa o VAR(1) das seqüências  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  para escrever as equações (26) e (27) na forma matricial:

$$\begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{vmatrix} \quad (130)$$

Ou usando a equação (47), temos:

$$\begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{vmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix}^i \cdot \begin{vmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{vmatrix} \quad (131)$$

A equação (131) expressa  $y_t$  e  $z_t$  em termos das sucessões  $\{e_{1t}\}$  e  $\{e_{2t}\}$ . Também podemos reescrever a equação (131) em termos das sucessões  $\{e_{yt}\}$  e  $\{e_{zt}\}$ . Das equações (36) e (37), o vetor de erros pode ser escrito como:

$$\begin{vmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{vmatrix} = \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \cdot \begin{vmatrix} \mathbf{1} & -\mathbf{b}_{12} \\ -\mathbf{b}_{21} & \mathbf{1} \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{vmatrix} \quad (132)$$

---

<sup>55</sup> A condição para o VMA é que o VAR deve ser estacionário e invertível.

De forma que as equações (130) e (131) podem ser combinadas e formar:

$$\begin{vmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{z}_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \bar{\mathbf{y}} \\ \bar{\mathbf{z}} \end{vmatrix} + \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \cdot \sum_{i=0}^{\infty} \begin{vmatrix} \mathbf{a}_{11} & \mathbf{a}_{12} \\ \mathbf{a}_{21} & \mathbf{a}_{22} \end{vmatrix}^i \cdot \begin{vmatrix} \mathbf{1} & -\mathbf{b}_{12} \\ -\mathbf{b}_{21} & \mathbf{1} \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{yt} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{zt} \end{vmatrix} \quad (133)$$

Definindo a matriz 2x2,  $\phi_i$ , onde  $\phi_i$  é o i-ésimo coeficiente da matriz de médias móveis de um VAR(1), com elementos  $\phi_{jk}(i)$ , sendo:

$$\phi_i = \frac{\mathbf{A}_1^i}{\mathbf{1} - \mathbf{b}_{12} \cdot \mathbf{b}_{21}} \cdot \begin{vmatrix} \mathbf{1} & -\mathbf{b}_{12} \\ -\mathbf{b}_{21} & \mathbf{1} \end{vmatrix} \quad (134)$$

A representação do VMA escrita em termos das sucessões  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$  é:

$$\begin{vmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{z}_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \bar{\mathbf{y}}_t \\ \bar{\mathbf{z}}_t \end{vmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{vmatrix} \phi_{11}(\mathbf{i}) & \phi_{12}(\mathbf{i}) \\ \phi_{21}(\mathbf{i}) & \phi_{22}(\mathbf{i}) \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{yt-i} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{zt-i} \end{vmatrix} \quad \therefore \quad \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \quad (135)$$

A representação por média móvel é uma ferramenta útil para examinar a interação entre as sucessões  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$ . Os coeficientes de  $\phi_i$  podem ser usados para gerar inovações em  $\varepsilon_{yt}$  e/ou  $\varepsilon_{zt}$  e assim analisar durante o tempo os efeitos nas sucessões  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$ . Os quatro elementos  $\phi_{jk}(0)$  são multiplicadores do impacto da inovação sobre as variáveis e suas sucessões.

Esta representação, proposta por SIMS (1980 e 1986), permite que se quantifiquem os efeitos dos vários tipos de choques puros em  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  sobre a dinâmica das variáveis contidas no sistema, ou seja, existe a possibilidade de analisar as inter-relações entre variáveis macroeconômicas a partir de choques inesperados.

Por exemplo, o coeficiente  $\phi_{12}(0)$  é o impacto instantâneo de uma mudança de unidade em  $\varepsilon_{zt}$  em  $y_t$ . Da mesma maneira, os elementos  $\phi_{11}(1)$  e  $\phi_{12}(1)$  são as respostas em um período de mudanças de unidade em  $\varepsilon_{yt-1}$  e  $\varepsilon_{zt-1}$  sobre  $y_t$ , respectivamente.

Atualizando por um período,  $\phi_{11}(1)$  e  $\phi_{12}(1)$  indicam também a representação

dos efeitos das mudanças em uma unidade em  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  sobre  $y_{t+1}$ .

Os efeitos acumulados dos impulsos em  $\varepsilon_{yt}$  e/ou  $\varepsilon_{zt}$  podem ser obtidos pela adição apropriada dos coeficientes das FRI. Por exemplo, após  $n$  períodos o efeito de  $\varepsilon_{zt}$  sobre o valor de  $y_{t+n}$  é  $\phi_{12}(n)$ . Assim, depois de  $n$  períodos, a soma acumulada dos efeitos de  $\varepsilon_{zt}$  sobre a sucessão  $\{y_t\}$  é:

$$\sum_{i=0}^n \phi_{12}(i) \quad (136)$$

Quando  $n$  se aproxima do infinito temos o multiplicador de longo-prazo. Desde que as sucessões  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  são estacionárias, temos o caso que para todos os  $j$  e  $k$ :  $\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{jk}^2(i)$  é finito.

Os quatro coeficientes,  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$ ,  $\phi_{22}(i)$ , são chamados de funções de resposta ao impulso<sup>56</sup>. A princípio pode ser possível obter todos os parâmetros do sistema primitivo (equações 26 e 27) e analisar durante o tempo todos os efeitos de choques puros em  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ <sup>57</sup>.

Quando a resposta a impulso é zero (se uma das variáveis não causa outra no sentido de Granger), isso quer dizer que uma “inovação” em uma variável não tem efeito sobre as outras variáveis do sistema<sup>58</sup>.

Uma das hipóteses na análise da FRI, caso as variáveis sejam independentes,

<sup>56</sup> Uma maneira prática e amplamente utilizada para representar o comportamento das séries das variáveis  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  em resposta aos vários choques é visualizando graficamente a FRI (por exemplo, plotando os coeficientes de  $\phi_{jk}(i)$  contra  $(i)$ ).

<sup>57</sup> Esta metodologia não se aplica em um VAR sub-identificado.

<sup>58</sup> Segundo MAIA (2000) deve-se em primeiro lugar, verificar se uma variável tem impacto em outra pela observação de causalidade de Granger. Por outro lado, ENDERS (1995) e SIMS (1987) acreditam que a teoria econômica é capaz de dirigir essa análise com maior rigor do que a verificação estatística dos dados. Seguiremos neste estudo a idéia de Sims.

é que as inovações ocorrem somente em uma variável no tempo. Porém se as variáveis não são independentes, forças que afetam todas as variáveis podem ser a força que afeta somente uma delas.

No entanto, a correlação dos resíduos pode indicar que o choque em uma variável pode ser acompanhado de outro choque em qualquer outra variável. Nesse caso, fixando todos os resíduos em zero, pode-se obter importante informação da relação dinâmica entre essas variáveis.

Uma das conclusões da análise da FRI é que a ordem das variáveis não pode ser determinada somente com métodos estatísticos, mas deve ser especificada através de uma teoria de causalidade, conhecendo, a priori, os sinais das respostas aos impulsos com base na teoria econômica.

O uso da decomposição de Choleski (por exemplo a matriz 14) determina que a ordem tem de ser tal, que a primeira variável sofra impacto imediato em relação as demais variáveis. A segunda variável pode ter impacto imediato sobre a última variável, mas não sobre a primeira, e assim por diante. Neste caso, a escolha incorreta da ordem de entrada, caso o VAR não seja robusto, pode determinar a resposta ao impulso, mas ter sua interpretação diferente (ver equações 5 a 8 e depois 5,6,9 e 10).

Conseqüentemente, segundo ENDERS (1995, p. 307):

“... the econometrician must impose an additional restriction on the two-variable VAR system in order to identify the impulse responses”.

Uma possível restrição de identificação é usar decomposição de Choleski. Por exemplo, é possível restringir o sistema tal que o valor contemporâneo de  $y_t$  não tenha um efeito contemporâneo em  $z_t$ <sup>59</sup>. Formalmente, esta restrição é representada

---

<sup>59</sup> Na prática o pesquisador decide qual decomposição é mais apropriada. Em algumas instâncias, pode haver uma razão teórica para supor que uma variável não está usando nenhum efeito contemporâneo sobre outra (ver equações 5 a 10).

fixando  $b_{21}=0$  no sistema primitivo. Em termos da equação (135), podemos decompor os erros como sendo:

$$\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{yt} - \mathbf{b}_{12} \cdot \varepsilon_{zt} \quad (137)$$

$$\varepsilon_{2t} = \varepsilon_{zt} \quad (138)$$

Pela equação (138), todos os erros observados da sucessão  $\{\varepsilon_{2t}\}$  é atribuída a choques de  $\varepsilon_{zt}$ . Calculado a sucessão  $\{\varepsilon_{zt}\}$ , conhecemos os valores da sucessão  $\{\varepsilon_{1t}\}$  e o coeficiente de correlação entre  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , permitindo o cálculo da sucessão  $\{\varepsilon_{yt}\}$  usando a expressão (137).

Embora a decomposição de Choleski constrange o sistema tal que um choque de  $\varepsilon_{yt}$  não tem nenhum efeito direto sobre  $z_t$ , há um efeito indireto em que os valores defasados de  $y_t$  afetam o valor contemporâneo de  $z_t$ . O ponto chave é que a decomposição força uma assimetria importante no sistema desde que um choque de  $\varepsilon_{zt}$  tem efeitos contemporâneos em  $y_t$  e  $z_t$ <sup>60</sup>.

Desde que o sistema é estacionário as respostas de impulso convergem a um valor pois o sistema é estável. Segundo ENDERS (1995, p.309):

“...unfortunately, there is no simple way to circumvent their problem; identification necessitates imposing some structure on the system. The Choleski decomposition provides a minimal set of assumptions that can be used to identify the primitive model”.

A importância da ordenação das variáveis depende da magnitude do coeficiente de correlação entre  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ . Denotando o coeficiente de correlação por  $\rho_{12}$ , pela definição em SARTORIS (2003), temos que  $\rho_{12} = \sigma_{12}/\sigma_1 \cdot \sigma_2$ .

Supondo que no modelo estimado, encontra-se, na matriz de variâncias e

---

<sup>60</sup> Pela assimetria das equações 137 e 138 é dito que implica uma ordem das variáveis. Um choque de  $\varepsilon_{zt}$  afeta  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  diretamente mas um choque em  $\varepsilon_{yt}$  não afeta  $\varepsilon_{2t}$ . Conseqüentemente,  $z_t$  é "anterior" a  $y_t$ .

covariâncias valores que zeram  $\rho_{12}$ . Nesta circunstância, teoricamente não há correlação entre as variáveis. Precisamente, nas equações 137 e 138, temos  $\varepsilon_{1t}=\varepsilon_{yt}$ , e  $\varepsilon_{2t}=\varepsilon_{zt}$ , quando  $\rho_{12}=0$ . Assim, se não há nenhuma correlação entre equações, os resíduos da sucessão  $y_t$  e equações de  $z_t$  são necessariamente equivalentes as inovações em  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ , respectivamente.

Porém, se  $\rho_{12}=1$ , há um único choque no sistema que contemporaneamente afeta ambas as variáveis. Supondo que  $b_{21}=0$ , pelas equações 137 e 138, temos  $\varepsilon_{1t}=\varepsilon_{zt}$  e  $\varepsilon_{2t}=\varepsilon_{yt}$ ; ao invés, da suposição de  $b_{12}=0$  que torna  $\varepsilon_{1t}=\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{2t}=\varepsilon_{zt}$ .

Assim a FRI permite, quando temos  $n$  variáveis no sistema VAR( $p$ ), destacar a reação em uma variável escolhida, dado um “estímulo, choque ou impulso” em qualquer outra variável do sistema<sup>61</sup>.

#### 4.3.2. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (FEVD)

A Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (FEVD) mostra o quanto da média quadrada do erro de previsão que o modelo tende a produzir quando há choques associados com cada uma das variáveis do modelo. Em outras palavras, a FEVD<sup>62</sup> mostra a proporção dos movimentos em uma sucessão devido a seus próprios choques contra choques de outras variáveis.

O FEVD sugere que forças associadas com uma variável têm influência principal na variação de outra variável. Por exemplo, se a moeda na FEVD da produção for relativamente grande em relação às demais variáveis do sistema, então a moeda é o fator fundamental das flutuações na produção.

---

<sup>61</sup> Pode-se investigar a relação entre duas variáveis de um sistema que contenham  $n$  variáveis.

<sup>62</sup> Na prática é útil examinar a FEVD em vários horizontes de tempo. Com aumentos de  $n$ , a FEVD deve convergir. Além disso, se o coeficiente de correlação é significativamente diferente de zero, é habitual obter a FEVD sob várias ordens. Na pesquisa aplicada é comum para uma variável explicar quase toda FEVD em horizontes curtos do que em horizontes mais longos. Ver SIMS (1980 e 1986), TODD (1991)

Considerando que VARs irrestritos são sobre-parametrizados, eles não são úteis para previsões de curto prazo. Porém, se conhecemos as propriedades dos erros de previsão, podemos descobrir as inter-relações entre as variáveis no sistema.

Conhecendo os coeficientes de  $\Gamma_0$  e  $\Gamma_1$  do VAR expresso na equação (29), podemos prever os vários valores condicionais de  $x_{t+i}$  no valor observado de  $x_t$ . Avançando a expressão (32) em um período (por exemplo:  $x_{t+1} = A_0 + A_1 \cdot x_t + e_{t+1}$ ) e pegando a expectativa condicional de  $x_{t+1}$ , obtemos:

$$E_t[x_{t+1}] = A_0 + A_1 \cdot x_t \quad (139)$$

Um passo à frente, o erro de previsão é:

$$e_{t+1} = x_{t+1} - E_t[x_{t+1}] \quad (140)$$

Semelhantemente, atualizando dois períodos à frente, obtemos:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1 \cdot x_{t+1} + e_{t+2} \therefore x_{t+2} = A_0 + A_1 \cdot (A_0 + A_1 \cdot x_t + e_{t+1}) + e_{t+2} \quad (141)$$

Com expectativas condicionais dois-passos à frente, a previsão de  $x_{t+2}$  é:

$$E_t[x_{t+2}] = (I + A_1) \cdot A_0 + A_1^2 \cdot x_t \quad (142)$$

E, dois-passos à frente o erro de previsão é:

$$e_{t+2} = x_{t+2} - A_1(e_{t+1}) \quad (143)$$

Generalizando, para n-passos à frente a previsão é:

$$E_t[x_{t+n}] = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1}) \cdot A_0 + A_1^n \cdot x_t \quad (144)$$

Similarmente, o erro de previsão n-passos à frente é:

$$\mathbf{e}_{t+n} = \mathbf{x}_{t+n} - \mathbf{A}_1(\mathbf{e}_{t+n-1}) - \mathbf{A}_1^2 \cdot \mathbf{e}_{t+n-2} + \dots + \mathbf{A}_1^{n-1} \cdot \mathbf{e}_{t+1} \quad (145)$$

A equação (145) prevê os erros em termos do VMA do modelo (equação 135). Apesar de VMAs e VARs terem exatamente a mesma informação, segundo Enders (1995) é conveniente descrever as propriedades dos erros de previsão em termos da sucessão  $\{\varepsilon_t\}$ . Usando (135) para prever condicionalmente  $\mathbf{x}_{t+n}$ , o erro de previsão n-passos à frente é:

$$\mathbf{e}_{t+n} = \mathbf{x}_{t+n} - \mathbf{E}_t[\mathbf{x}_{t+n}] = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \cdot \varepsilon_{t+n-i} \quad (146)$$

Onde:

$$\mathbf{x}_{t+n} = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \cdot \varepsilon_{t+n-i} \quad (147)$$

Focando na sucessão  $\{y_t\}$ , o erro de previsão, n-passos à frente é:

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_{t+n} = y_{t+n} - \mathbf{E}_t[y_{t+n}] = & \phi_{11}(0) \cdot \varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1) \cdot \varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1) \cdot \varepsilon_{yt+1} + \\ & \phi_{12}(0) \cdot \varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1) \cdot \varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1) \cdot \varepsilon_{zt+1} \end{aligned} \quad (148)$$

E a variância n-passos à frente do erro de previsão de  $y_{t+n}$  é:

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 = & \sigma_y^2 \cdot [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2 \cdot [\phi_{12}(0)^2 + \\ & \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (149)$$

Assim a FEVD aumenta quando n aumenta, pois todos os valores de " $\phi_{jk}(i)^2$ " são não negativos. Também é possível decompor n-passos à frente a FEVD devido a cada um dos choques. Respectivamente, as proporções de " $\sigma_y(n)^2$ " devido a choques

nas sucessões  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$  são:

$$\frac{\sigma_y^2 \cdot [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}, \frac{\sigma_z^2 \cdot [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (150)$$

Caso os choques de  $\varepsilon_{zt}$  não expliquem nenhuma FEVD de  $\{y_t\}$  em todos os horizontes de previsão, podemos dizer que a sucessão  $\{y_t\}$  é exógena e independentemente dos choques de  $\varepsilon_{zt}$  e da sucessão  $\{z_t\}$ . Por outro lado, a sucessão  $\{y_t\}$  seria completamente endógena se os choques de  $\varepsilon_{zt}$  explicam toda a FEVD na sucessão  $\{y_t\}$  em todos os horizontes de previsão.

A FEVD tem o mesmo problema da FRI. Para identificar as sucessões  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$ , é necessário restringir a matriz B.

#### 4.4. A ESPECIFICAÇÃO E FORMA DE AVALIAÇÃO DO MODELO VAR

Para estudar o impacto monetário nos ciclos de negócios das variáveis taxas de juros, preços e produto, usaremos o modelo de SIMS (1980). O modelo especifica um VAR dos logaritmos de cada uma das quatro variáveis, sendo que cada equação tem a mesma forma: são diversos coeficientes desconhecidos a serem estimados. Destes coeficientes um é o termo constante e os outros são constantes multiplicadas pelas respectivas variáveis defasadas. O modelo VAR é o conjunto das equações abaixo, semelhante as equações (1 a 4) de SIMS (1980):

$$r_t = k_r + \sum_{i=1}^p a_{ri} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{ri} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{ri} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{ri} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{rt} \quad (151)$$

$$m_t = k_m + \sum_{i=1}^p a_{mi} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{mi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{mi} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{mi} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{mt} \quad (152)$$

$$p_t = k_p + \sum_{i=1}^p a_{pi} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{pi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{pi} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{pi} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{pt} \quad (153)$$

$$y_t = k_y + \sum_{i=1}^p a_{yi} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{yi} \cdot m_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{yi} \cdot p_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{yi} \cdot y_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (154)$$

Onde  $t$  denota tempo;  $r$ ,  $m$ ,  $p$  e  $y$  são os logaritmos da taxa de juros, moeda, preços e produto respectivamente;  $k$ ,  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $d$  são os coeficientes que determinam como as variáveis interagem;  $p$  é o número de defasagens utilizada no modelo VAR;  $\varepsilon$ 's são erros do tipo ruído branco que capturam o montante não explicado ou movimentos inesperados de cada equação.

A partir do VAR estimado observa-se a dinâmica entre as variáveis conjuntamente pela FEVD e FRI. Para avaliar se os dados do Brasil são monista (contra Sims), os seguintes critérios devem ser satisfeitos, conforme TODD (1991, p.12):

- a) a participação da moeda frente a 12 períodos pela FEVD da produção deve ser maior ou igual à 15%;
- b) a participação da moeda frente a 12 períodos pela FEVD de preços deve ser maior ou igual à 15%;
- c) a participação da moeda frente a 12 períodos pela FEVD de produção excede a participação atribuída a taxas de juros;
- d) pelo critério de não-negatividade, ao avaliar a FRI, deve haver uma relação positiva entre moeda e produto;
- e) pelo critério de não negatividade, ao avaliar a FRI, deve haver uma relação positiva entre moeda e preço.

Por outro lado, para verificarmos se os dados do Brasil serão um modelo não monista (a favor de Sims), os seguintes critérios devem ser satisfeitos, conforme TODD (1991, p.12):

- a) avaliando a FRI, em 12 períodos à frente, o efeito na produção ou nos preços perante um choque surpresa na moeda ser negativo;
- b) a participação da moeda na FEVD da produção ou na FEVD de preços não exceder 15% nos 12 horizontes de tempo à frente.

#### 4.5. PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

Os procedimentos econométricos utilizados na pesquisa, citados na metodologia, podem ser resumidas nas seguintes etapas:

- a) Logaritimizarm as séries de juros, renda, preço e moeda;
- b) Observar a Função de Autocorrelação e efetuar o teste de raiz unitária pelo procedimento Dickey-Fuller Aumentado;
- c) Efetuar os testes de Cointegração Johansen-Juselius sobre as séries;
- d) Escolher a defasagem ótima pelo critério de AIC e conforme o teste de Cointegração adotar o VEC ou VAR;
- e) Efetuar a Decomposição da Variância com duas ordenações diferentes entre variáveis. A primeira ordenação é moeda, taxa de juros, produto e preços, conforme regra causal monista (equações 5,6, 9 e 10); e a segunda ordenação é taxa de juros, moeda, produto e preços, conforme regra causal de Sims (equações 5,6,7, e 8).
- f) Efetuar a Função de Impulso Resposta com duas ordenações diferentes (citadas no item e).

## 5. VARIÁVEIS E FONTES DE DADOS

A pesquisa utiliza dados mensais do Brasil<sup>63</sup>, compreendido do período de julho de 1994 a fevereiro de 2004, portanto, integralmente sob vigência do Plano Real, das seguintes variáveis: preços, taxa de juros, produto e moeda.

- para medir nível de preços, utiliza-se a taxa de inflação mensal em porcentagem, denominado Índice de Preços ao Consumidor Amplo, nomeadamente, IPCA, sob o código 433 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);

- para a taxa básica nominal de juros, utiliza-se a SELIC mensal de curto prazo, medida em porcentagem, sob o código 4189 do Banco Central do Brasil (BCB-DEMAB);

- para a série do Produto Interno Bruto utiliza-se a série mensal denominada PIB mensal em valores correntes, medida em milhões de reais, sob o código 4380 do Banco Central do Brasil (BCB-DEPEC);

- a série de moeda é construída a partir da soma dos meios de pagamento (M1), que compreende depósitos à vista mais moeda em poder do público, sob o código 1827 do Banco Central do Brasil.

---

<sup>63</sup> Todas as séries foram retiradas do endereço eletrônico do Banco Central do Brasil, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).

## 6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 6.1. ESTATÍSTICA DESCRITIVA E TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

O gráfico 1 mostra o comportamento do logaritmo natural<sup>64</sup> das séries temporais econômicas escolhidas de juros, moeda, preços e produto, nomeadamente: LOGSELIC4189<sup>65</sup>, LOGM11827, LOGIPCA433 e LOGPIB4380.

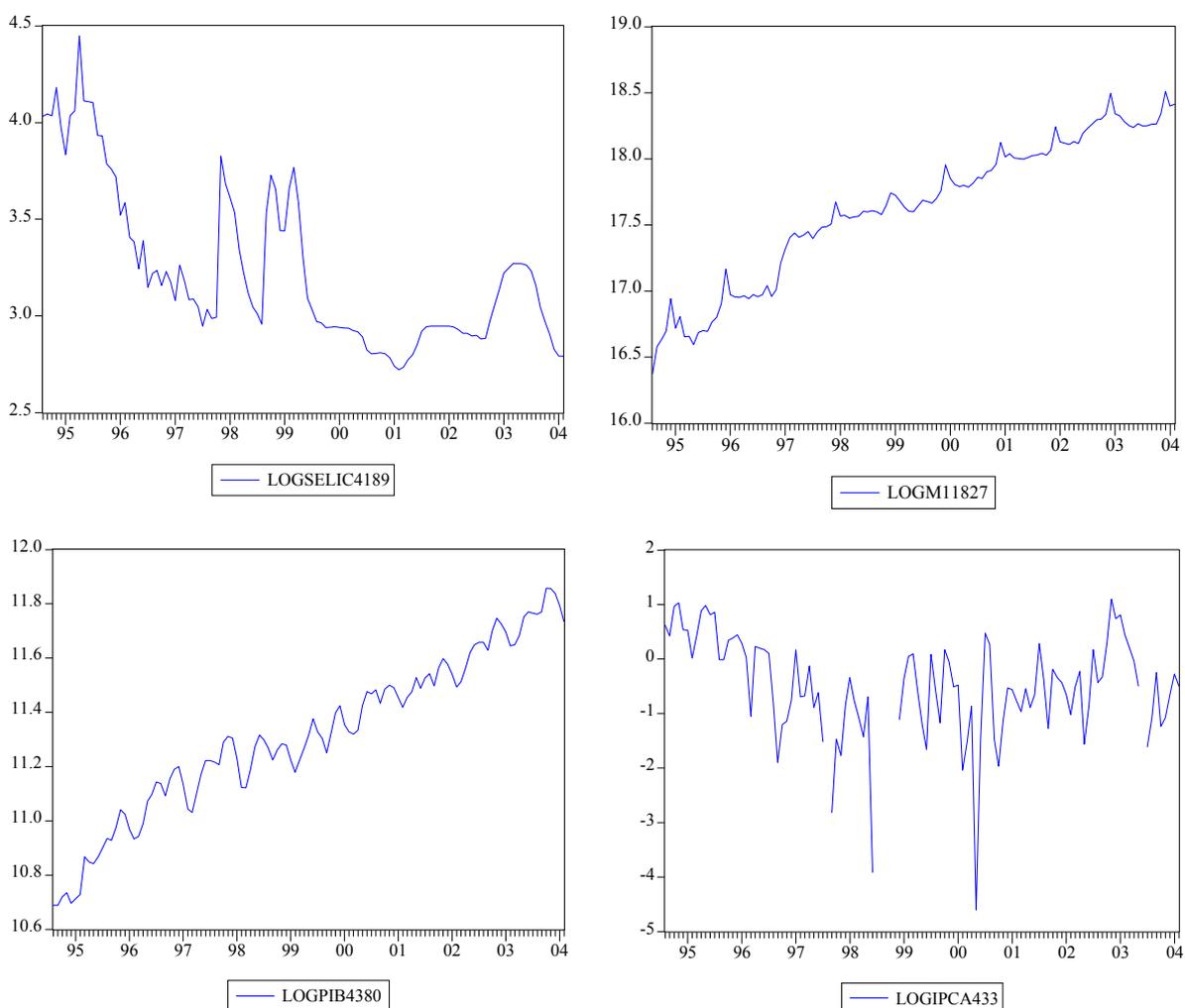
O comportamento da taxa de juros logaritmizado, no período considerado, mostra que a variável, possivelmente, apresenta tendência decrescente e estocástica (passeio aleatório com constante e tendência linear negativa), indicando a princípio que a taxa de juros não é estacionária. Ainda nesta série os quatro grandes picos de crescimento durante os meses de maio de 1995, janeiro de 1998, início de 1999 e final de 2002 e início de 2003, refere-se aos efeitos causados pela crise mexicana em 1994, crise russa em 1998, depreciação cambial da moeda brasileira perante a moeda norte-americana em 1999 e o período de instabilidade política devido à troca de governo (FHC para Lula em 2003), respectivamente.

---

<sup>64</sup> Segundo STOCK-WATSON (2004, p.294) aplica-se logaritmos naturais em séries temporais porque muitas séries econômicas, tais como PIB, apresentam um crescimento aproximadamente exponencial. Desta forma aplicando-se logaritmos, a série temporal cresce de forma aproximadamente linear. Outra razão é que o desvio-padrão de muitas séries é proporcional ao seu nível, isto é, ele é bem expresso como um percentual do nível da série. Neste caso o desvio-padrão da série logaritimizada é aproximadamente constante.

<sup>65</sup> Nesta pesquisa, por questões metodológicas, convencionou-se utilizar o nome da variável selecionada seguida de seu código (número da série) do BCB. Por Exemplo LOGM11827 é o Logaritmo Natural da variável  $M_1$ , sob código 1827. Todos os resultados foram avaliados pelo software Econometric Eviews 3.1.

GRÁFICO 1 - COMPORTAMENTO DO LOGARITMO DAS VARIÁVEIS JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO NO BRASIL - JULHO DE 1994 À FEVEREIRO DE 2004



FONTE: Dados da Pesquisa.

Quanto ao comportamento da moeda e produto logaritimizados, o Gráfico 1 mostra, no período de análise, que as duas variáveis apresentam, possivelmente, tendência crescente e estocástica (passeio aleatório com constante e tendência linear positiva), indicando também, à princípio, semelhantemente a taxa de juros, que as séries de moeda ( $M_1$ ) e produto (PIB) mensal não são estacionárias.

Por último, a série logaritimizada de preços não apresenta claramente um componente de tendência no tempo, mas observa-se que a variância e a média não são constantes ao longo do tempo, podendo então de início, ser caracterizada também

como uma série temporal não estacionária (visualmente aparenta um processo de passeio aleatório).

Também na série de preços, como há pequena deflação nos meses de agosto de 1995 (-0,02%), julho de 1998(-0,12%), agosto de 1998 (-0,51%), setembro de 1998 (-0,22%), novembro de 1998 (-0,12%) e junho de 2003 (-0,15%) há perda de seis observações pois não existe logaritmo real de número negativo e conseqüentemente, para estimarmos o VAR, perde-se também as observações destes 6 períodos das variáveis juros, moeda e produto.

Outro indício de não estacionariedade das séries pode ser observado na Tabela 2. Os valores da função de autocorrelação para as séries juros, moeda e produto em nível, com 15 defasagens, decaem lentamente, caracterizando as séries como não estacionárias. Este resultado indica que os valores mais afastados no passado destas variáveis são correlacionados positivamente com o valor presente das mesmas.

Para a série de preços, o valor da autocorrelação amostral caracteriza um passeio aleatório sem tendência de tempo, pois as autocorrelações decaem lentamente, e em algum momento, aumenta lentamente.

TABELA 2- VALOR DAS AUTOCORRELAÇÕES PARA AS SÉRIES DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL

Variável	Defasagens														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
LOGSELIC4189	0.92	0.84	0.76	0.69	0.64	0.58	0.53	0.49	0.45	0.43	0.39	0.35	0.31	0.28	0.24
LOGM11827	0.96	0.92	0.89	0.86	0.84	0.82	0.80	0.77	0.75	0.72	0.69	0.67	0.64	0.60	0.57
LOGPIB4380	0.96	0.91	0.87	0.83	0.80	0.77	0.73	0.69	0.66	0.64	0.63	0.61	0.58	0.54	0.51
LOGIPCA433	0.42	0.29	0.26	0.31	0.18	0.23	0.22	0.22	0.17	0.04	0.21	0.20	0.14	0.01	0.06

FONTE: Dados da Pesquisa.

No mais, pela estatística Ljung-Box (estatística Q') e valor-p mostrados na Tabela 3, percebe-se que nas quatro séries temporais em nível, pode-se rejeitar a hipótese nula de que as 15 primeiras autocorrelações são iguais a zero. Em outras palavras, podemos afirmar que as autocorrelações existem e são significativas.

TABELA 3- VALOR DA ESTATÍSTICA LJUNG-BOX E VALOR P PARA AS AUTOCORRELAÇÕES DAS SÉRIES DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL

Variável	Defasagens														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
LOGSELIC4189	99.8 0	183.8 0	253.6 0	310.7 0	360.2 0	401.8 0	436.3 0	466.7 0	492.7 0	516.7 0	536.7 0	553.0 0	565.6 0	576.2 0	584.2 0
LOGM11827	108.0 0	209.7 0	304.7 0	394.4 0	481.4 0	564.3 0	643.5 0	718.3 0	789.0 0	855.1 0	917.4 0	976.2 0	1029 0	1077 0	1120 0
LOGPIB4380	108.7 0	207.4 0	297.2 0	380.6 0	458.7 0	531.2 0	597.3 0	657.8 0	713.4 0	765.7 0	816.3 0	864.6 0	908.7 0	947.5 0	981.7 0
LOGIPCA433	19.7 0	29.3 0	36.7 0	47.9 0	51.9 0	58.0 0	62.6 0	68.3 0	71.6 0	71.8 0	77.0 0	82.1 0	84.4 0	84.4 0	84.8 0

FONTE: Dados da Pesquisa.

O próximo passo consistiu em realizar o teste ADF para detectar a presença de raiz unitária e a ordem de integração das séries. Conforme a literatura econométrica inicia-se o teste para cada uma das variáveis em nível, com maior número de defasagens<sup>66</sup>, partindo da equação ADF mais geral, equação 71, com tendência e intercepto, para a equação 73, mais simples, sem tendência e intercepto quando tem-se dificuldade de observar graficamente ou pela função de autocorrelação o tipo de equação a ser regredida.

Caso a variável seja estacionária com a equação que inclui tendência e intercepto, não há a necessidade de realizarmos o teste ADF com a equação somente com intercepto ou sem tendência e intercepto.

Por outro lado o teste ADF é feito sem intercepto e tendência, somente se a variável é considerada não estacionária nas equações com tendência e intercepto e somente intercepto.

O Gráfico 1 e as funções de autocorrelação dos juros, moeda e produto, mostrados na Tabela 2, indicam que, possivelmente, para efetuar o teste ADF, devemos estimar a equação 71, com tendência e intercepto, e 72, somente com intercepto, não havendo a necessidade de estimar a equação 73, sem intercepto e tendência. Por outro lado, para a série de preços, o Gráfico 1 e a Tabela 2 indicam que não há a necessidade de efetuar o teste ADF estimando-se a equação 72, com

<sup>66</sup> Arbitrariamente começamos o teste ADF com 12 e terminamos com 2 defasagens.

tendência e intercepto.

Para detectar conjuntamente a presença de raiz unitária, após escolhida a defasagem, a equação de teste e o nível da variável, o próximo procedimento consiste em comparar o teste ADF calculado com os valores críticos de Mackinnon, o teste Student (t) para cada um dos coeficientes defasados e o Critério de Informação de Akaike (AIC), nesta ordem.

Assim, caso a situação seja de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária via comparação de valores calculados e críticos<sup>67</sup>, não há necessidade de observar os resultados dos testes “t” para cada um dos coeficientes defasados e o AIC. Caso a situação seja de rejeição da hipótese nula de raiz unitária via comparação de valores calculados e críticos, o próximo passo consiste em observar o resultado do testes “t”.

Havendo no mínimo um dos diversos coeficientes estimados rejeitados a um p-valor acima de 5%, então não há a necessidade de observarmos o AIC. Por último se os resultados são rejeitados pela comparação de valores ADF calculados e críticos; e se todos os coeficientes defasados, pelo teste “t” são aceitos a um p-valor abaixo de 5%, então escolhe o número de diferenças defasadas que tiver o menor valor AIC e a variável, então, é considerada estacionária e integrada de ordem zero.

A Tabela 4, mostra os resultados do teste ADF para os logaritmos dos juros, moeda, preços e produto em nível.

O teste ADF, a 1% de significância, não rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em nível, com quaisquer equações defasadas utilizadas (com tendência e intercepto, somente intercepto, ou sem tendência e intercepto entre 2 a 12 defasagens escolhidas) indicando que juros, moeda, preços e produto são não estacionárias. Portanto, o teste “t” não segue uma distribuição normal e não é assintoticamente eficiente, não havendo, como dito anteriormente, a necessidade de

---

<sup>67</sup> Para o teste ADF escolhemos arbitrariamente 1% de significância. Assim as variáveis cujo valores ADF calculados foram menores que os valores críticos da tabela de Mackinnon ( $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  ou  $\tau$ ), conforme Quadro 2, a 1% de significância, levou-nos a rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

avaliar seus resultados, assim como o AIC.

TABELA 4- RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS EM NÍVEL PARA O PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004

Variável	EQ.	Defasagem											Valores
		12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	
Juros	I/T	-2,90	-2,74	-2,37	-2,83	-2,22	-2,50	-2,46	-2,68	-2,82	-2,67	-2,78	ADF <sub>calc</sub>
		-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	$\tau_t$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
	I	-2,74	-2,88	-2,44	-3,10	-2,60	-2,43	-2,06	-2,09	-2,50	-2,27	-2,26	ADF <sub>calc</sub>
		-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,48	-3,48	$\tau_\mu$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
Moeda	I/T	-1,41	-1,60	-1,81	-1,67	-1,86	-1,73	-2,19	-1,77	-2,83	-3,04	-3,16	ADF <sub>calc</sub>
		-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	$\tau_t$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
	I	-1,66	-3,46	-2,60	-2,20	-2,01	-1,37	-1,23	-1,04	-1,26	-1,29	-1,43	ADF <sub>calc</sub>
		-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,48	-3,48	$\tau_\mu$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
Preço	I	-1,71	-1,66	-1,73	-1,76	-0,92	-1,21	-1,66	-1,84	-2,12	-2,59	-3,00	ADF <sub>calc</sub>
		-3,53	-3,53	-3,53	-3,52	-3,52	-3,52	-3,51	-3,51	-3,50	-3,50	-3,50	$\tau_\mu$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
	S I/T	-0,99	-0,88	-1,00	-1,26	-0,34	-0,63	-1,02	-1,13	-1,35	-1,81	-2,28	ADF <sub>calc</sub>
		-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	$\tau$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
Produto	I/T	-2,57	-3,17	-3,74	-3,59	-2,92	-4,03	-3,82	-3,80	-3,05	-3,41	-4,03	ADF <sub>calc</sub>
		-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	$\tau_t$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>
	I	-0,63	-1,73	-2,33	-2,04	-1,34	-1,67	-1,72	-1,70	-1,62	-1,59	-1,69	ADF <sub>calc</sub>
		-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	$\tau_\mu$
		NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	H <sub>0</sub>

FONTE: Dados da Pesquisa.

NOTA: eq.=Equação, NR=Não Rejeita, I/T=Intercepto e Tendência, I=Intercepto, S I/T=Sem Intercepto Sem e Tendência

Sendo assim, o teste ADF foi feito com as variáveis em primeira diferença. Os resultados são mostrados na Tabela 5. Conforme os testes da Tabela 5, para a série de juros, o teste ADF para equação com intercepto e tendência, não rejeita-se a hipótese de raiz unitária quando utiliza-se de 12 a 9 defasagens e rejeita-se a hipótese de raiz unitária quando utiliza-se de 8 a 2 defasagens, ou seja, para estas últimas defasagens as séries são consideradas estacionárias, a 1% de significância.

Porém a análise dos testes “t” quando usa-se de 8 a 2 defasagens revelaram que somente a equação com intercepto e tendência utilizando 7 defasagens tem todos os seus coeficientes defasados significativamente diferente de zero, a um nível de

significância, arbitrariamente considerado, de 5%.

TABELA 5- RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS PARA O PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004

VARIÁVEL	EQ.	DEFASAGENS											Valor
		12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	
Juros	I/T	-3,51	-3,05	-3,76	-3,98	-4,69	-5,87	-5,08	-4,96	-4,83	-5,94	-6,89	ADF <sub>c</sub>
		-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	$\tau_t$
		NR	NR	NR	NR	R	R	R	R	R	R	R	H <sub>0</sub>
		-	-	-	-	(7,8,T)*	todos**	(4,I,T)*	todos*	todos*	todos*	todos*	t
Moeda	I/T	-3,28	-3,34	-7,51	-5,68	-5,86	-5,92	-5,83	-5,33	-7,56	-6,16	-6,74	ADF <sub>c</sub>
		-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	$\tau_t$
		NR	NR	R	R	R	R	R	R	R	R	R	H <sub>0</sub>
		-	-	todos**	(8,9)*	(8,T)*	(T)*	(5,T)*	todos*	(T)*	todos*	todos*	t
Preço	I	-1,89	-2,66	-3,72	-3,93	-3,67	-4,88	-5,16	-5,00	-5,52	-6,94	-7,62	ADF <sub>c</sub>
		-3,53	-3,53	-3,53	-3,52	-3,52	-3,52	-3,51	-3,51	-3,50	-3,50	-3,50	$\tau_{II}$
		NR	NR	R	R	R	R	R	R	R	R	R	H <sub>0</sub>
		-	-	(3-10,I)*	(3-9,I)*	(2-8,I)*	(6,7,I)*	(6,I)*	(2-5,I)*	(3,4,I)*	(3,I)*	(2,I)*	t
Preço	S I/T	-1,90	-2,63	-3,69	-3,92	-3,69	-4,90	-5,19	-5,03	-5,55	-6,96	-7,65	ADF <sub>c</sub>
		-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	$\tau$
		NR	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	H <sub>0</sub>
		-	todos*	(3-10)*	(3-9)*	(3-8)*	(6,7)*	todos**	(2-5)*	(2-4)*	todos**	(2)*	t
Preço	I/T	-	-	-	-	-	-	2,56	-	-	2,48	-	AIC
		-3,24	-3,14	-5,17	-6,96	-6,48	-5,82	-4,67	-5,43	-5,67	-9,22	-10,37	ADF <sub>c</sub>
		-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,05	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	-4,04	$\tau_t$
		NR	NR	R	R	R	R	R	R	R	R	R	H <sub>0</sub>
Produto	I	-	-	(9,10,T)*	(T)*	(T)*	(T)*	(3-6,T)*	(3-5,T)*	(3,4,T)*	(T)*	(T)*	t
		-3,23	-3,25	-4,99	-6,64	-6,26	-5,75	-4,55	-5,32	-5,58	-9,16	-10,33	ADF <sub>c</sub>
		-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	-3,49	$\tau_{II}$
		NR	NR	R	R	R	R	R	R	R	R	R	H <sub>0</sub>
Produto	I	-	-	(8-10)*	todos**	todos**	(4,6)*	(2,6)*	(3,5)*	(3,4)*	todos**	todos**	t
		-	-	-	-3,89	-3,85	-	-	-	-	-3,69	-3,66	AIC
		-	-	-	-3,61	-3,60	-	-	-	-	-3,57	-3,56	SBC

FONTE: Dados da Pesquisa.

NOTA<sub>1</sub>: NR=Não Rejeita H<sub>0</sub> a 1% de significância, R=Rejeita H<sub>0</sub> a 1% de significância, I/T=Intercepto e Tendência, I=Intercepto, S I/T = Sem Intercepto e Sem Tendência, T =Tendência, (-) não houve a necessidade de observação.

NOTA<sub>2</sub>: Interpretações do teste t a 5% de significância: (A,B)\* os coeficientes estimados das defasagens A e B são não significativos; (A-B)\* os coeficientes estimados das defasagens A até B são não significativos; todos\*\* indica que todos os coeficientes estimados são significativos, todos\* indica que todos os coeficientes estimados são não significativos.

Isto porque as demais equações estimadas com 5 a 2 defasagens revelaram que todos os coeficientes defasados, estatisticamente, são iguais a zero; para a equação com 6 defasagens os coeficientes do intercepto, da tendência e da quarta defasagem, são estatisticamente iguais a zero, enquanto que na equação com 8 defasagens temos os coeficientes estimados da tendência, da sétima e oitava defasagens estatisticamente

iguais a zero.

Mesmo não havendo necessidade de considerar o AIC, julgamos que a variável taxa de juros é estacionária em primeira diferença, a 1% de significância, quando utilizamos para o teste ADF, a equação com intercepto, tendência e 7 defasagens.

Para a série de moeda, conforme os números da Tabela 5, o teste ADF para equação com intercepto e tendência, não rejeita a hipótese de raiz unitária quando utilizamos 12 e 11 defasagens e rejeita a hipótese de raiz unitária quando utilizamos 10 a 2 defasagens, ou seja, para estas últimas defasagens as séries são consideradas estacionárias, a 1% de significância.

Mas ao analisar os testes “t” para as equações que utilizam 10 a 2 defasagens revelaram que somente a equação com intercepto, tendência e 10 defasagens tem todos os seus coeficientes estimados significativamente diferente de zero, a um nível de significância, arbitrariamente considerado, de 5%.

As demais equações estimadas da moeda revelaram sempre, que um ou mais coeficientes defasados, estatisticamente, são iguais a zero. Por exemplo: pelo teste t, a 5% de significância, as equações estimadas de moeda, utilizando intercepto, tendência e 2, 3 ou 5 defasagens mostraram que todos os coeficientes defasados são estatisticamente iguais a zero; para 4 e 7 defasagens estimadas, o coeficiente da tendência é, estatisticamente, igual a zero e para as equações com 9, 8 e 6 defasagens temos os coeficientes estimados da tendência, além da oitava, nona e quinta defasagem, são estatisticamente, iguais de zero.

Semelhantemente a regra de decisão da estacionariedade perante a taxa de juros, não houve a necessidade de considerar o AIC para a série de moeda. Julgamos assim que a variável moeda é estacionária em primeira diferença, a 1% de significância, quando utilizamos para o teste ADF, a equação com intercepto, tendência e 10 defasagens.

Para a série de preços em primeiras diferenças, conforme a Tabela 5, o teste ADF para equação com intercepto e sem tendência, não rejeita a hipótese de raiz

unitária quando utilizamos 12 e 11 defasagens e rejeita a hipótese de raiz unitária quando utilizamos entre 10 a 2 defasagens, ou seja, para estas últimas defasagens as séries são consideradas estacionárias, a 1% de significância.

Analisando os testes “t” para as equações que utilizam 10 a 2 defasagens revelaram que nenhuma equação de preços com intercepto e sem tendência tem todos os seus coeficientes estimados significativamente diferente de zero, a um nível de significância, arbitrariamente considerado, de 5%. Além do mais, o teste t, mostrou que o coeficiente estimado do intercepto é, estatisticamente, igual a zero em todas as equações.

Isto levou a refazermos o teste ADF para a série de preços em primeiras diferenças, estimando a equação sem intercepto e tendência (S I/T), cujos resultados também são reportados na Tabela 5. Para 12 defasagens não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária e entre 11 a 2 defasagens rejeita-se a hipótese nula, a 1% de significância, considerando a série de preços estacionária em primeiras diferenças.

Ao analisar a significância estatística dos coeficientes defasados estimados dos preços em primeira diferença, através do teste “t”, para equações sem intercepto e tendência que utilizam entre 11 a 2 defasagens, notamos que as equações com 6 e 3 defasagens tiveram todos os coeficientes defasados estatisticamente diferente de zero, à 5% de significância, sendo, portanto, necessário escolher uma das duas equações pelo menor critério AIC. Neste caso, pelo AIC, os valores encontrados foram 2,56 e 2,48 (ver Tabela 5) para as equações estimadas com 6 e 3 defasagens, respectivamente. Assim, considerou-se estacionária a série de preços em primeira diferença utilizando a equação sem intercepto e sem tendência com 3 defasagens.

Para as demais equações sem intercepto e sem tendência observou-se, pelo teste t, que sempre há um ou mais coeficientes estatisticamente iguais a zero, levando-nos, portanto, a rejeitar tais equações.

Por último, os resultados do teste de raiz unitária da série do produto em primeiras diferenças (ver Tabela 5), indicam que a série é estacionária utilizando a equação somente com intercepto e 9 defasagens. Para chegar neste resultado,

iniciamos o teste ADF na equação com intercepto e tendência. Os resultados do teste para 12 e 11 defasagens não rejeitaram a hipótese de raiz unitária, enquanto que as equações estimadas utilizando entre 10 e 2 defasagens rejeitaram a hipótese de raiz unitária, a 1% de significância.

Porém pelo teste “t”, todos os coeficientes de tendência em cada uma das 9 equações foram estatisticamente iguais a zero, indicando, portanto, que o produto não exibe uma tendência temporal. Isto levou a rejeitar as equações estimadas com tendência e intercepto e a refazer os testes usando a equação somente com intercepto.

Assim após a estimação da equação somente com intercepto, a indicação de estacionariedade do produto em primeiras diferenças foi revelada somente após analisar o AIC. Os resultados do teste ADF para 12 e 11 defasagens não rejeitaram a hipótese de raiz unitária, enquanto que as equações estimadas utilizando entre 10 e 2 defasagens rejeitaram a hipótese de raiz unitária, a 1% de significância.

Pelo teste “t”, sempre 2 coeficientes das equações que utilizaram 10, 7, 6, 5 e 4 defasagens foram estatisticamente iguais a zero<sup>68</sup>, enquanto que todos os coeficientes estimados das equações que utilizaram 9, 8, 3 e 2 defasagens foram considerados estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, pelo AIC, os valores encontrados foram de -3,89, -3,85, -3,69 e -3,66 (ver Tabela 5) para as equações estimadas com 9, 8, 3 e 2 e 3 defasagens, respectivamente. Pelo menor valor AIC, então, considerou-se estacionária a série do produto em primeira diferença pela equação com intercepto e 9 defasagens.

A Tabela 6 resume os resultados do teste ADF<sup>69</sup> para as séries de juros, moeda, preços e produto em nível, em primeiras diferenças e suas respectivas ordens

---

<sup>68</sup> Por exemplo, na equação com intercepto e 4 defasagens não rejeitamos a hipótese dos coeficientes estimados da terceira e quarta defasagem seja igual a zero, através do teste t, a 5% de significância.

<sup>69</sup> Nos ANEXOS 1 a 7, para as séries logaritmizadas em primeiras diferenças, encontra-se os resultados do teste ADF, do correlograma para 15 defasagens, estatística Ljung-Box e os gráficos das séries comprovando a estacionariedade.

de integração.

TABELA 6- RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM NÍVEL E EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS PARA JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004

VARIÁVEL	VALORES ADF <sub>CALC</sub> EM MÓDULO	VC A 1%	EQUAÇÃO	DEFASAGENS	I(d)
juros	2,90 a 2,22 < $ \tau_i $ e 2,06 a 3,10 < $ \tau_\mu $	-4,05 ( $\tau_i$ ) e -3,49 ( $\tau_\mu$ )	I/T e I	12 até 2	I(1)
moeda	1,41 a 3,16 < $ \tau_i $ e 1,04 a 3,47 < $ \tau_\mu $	-4,05 ( $\tau_i$ ) e -3,49 ( $\tau_\mu$ )	I/T e I	12 até 2	I(1)
preços	0,92 a 3 < $ \tau_\mu $ e 0,34 a 2,28 < $ \tau_i $	-3,52 ( $\tau_\mu$ ) e -2,59 ( $\tau_i$ )	I e S I/T	12 até 2	I(1)
produto	2,57 a 4,03 < $ \tau_i $ e 0,63 a 2,33 < $ \tau_\mu $	-4,05 ( $\tau_i$ ) e -3,49 ( $\tau_\mu$ )	I/T e I	12 até 2	I(1)
$\Delta$ juros	$ -5,87  >  \tau_i $	-4,05 ( $\tau_i$ )	I/T	7	I(0)
$\Delta$ moeda	$ -7,51  >  \tau_i $	-3,49 ( $\tau_i$ )	I/T	10	I(0)
$\Delta$ preços	$ -6,96  >  \tau_i $	-2,59 ( $\tau_i$ )	S I/T	3	I(0)
$\Delta$ produto	$ -6,64  >  \tau_\mu $	-3,49 ( $\tau_\mu$ )	I	9	I(0)

FONTE: Dados da Pesquisa, Tabela de Mackinnon a 1% de significância, Tabelas 4 e 5.

NOTA<sub>1</sub>:  $\Delta$  Variáveis em Primeira Diferença; Vc = Valor Crítico a 1% de Significância; I/T=Intercepto e Tendência; I=Intercepto; S I/T = Sem Intercepto e Sem Tendência; T=Tendência, I(d) = Ordem de Integração

Considerando o resultado do teste de raiz unitária, conforme a Tabela 6, todas as variáveis em nível foram consideradas integradas de ordem um, I(1), isto é, não rejeitamos a hipótese nula de não estacionariedade, a 1% de significância, e que as variáveis em primeiras diferenças, representadas na Tabela 6 por deltas ( $\Delta$ ), foram consideradas todas estacionárias, perfazendo a ordem de integração zero, I(0), ou seja, os valores das estatísticas ADF foram todos, em módulo, maior do que os valores críticos de Mackinnon no nível de 1% de significância.

## 6.2. RESULTADO ÓTIMO DO NÚMERO DE DEFASAGENS NO VAR(P)

Antes de aplicarmos o teste de cointegração nas variáveis, devemos escolher o número de defasagens ótima do VAR(p) para eliminar auto-correlação nos resíduos. Então, usando o mesmo período da amostra, estimamos modelos VAR(p) com intercepto, sem restrição, do maior para o menor número de defasagens<sup>70</sup>, incluindo as variáveis de juros, moeda, preços e produto em primeiras diferenças, conforme

<sup>70</sup> Pelo teste ADF, há indicação de estimar o VAR(p), com as variáveis em primeira diferença, começando com 10 defasagens e terminando com 2.

indicação do teste ADF.

Por fim, conforme a Tabela 7, pelo menor valor do critério de AIC<sup>71</sup>, aponta-se 10 defasagens como sendo a “defasagem ótima do VAR(p)”.

TABELA 7- DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS UTILIZADAS NO VAR(P) SEGUNDO OS VALORES DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC), UTILIZANDO AS SÉRIES EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO LOGARITMIZADOS NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004

CRITÉRIO	DEFASAGENS NO VAR(P)								
	10	9	8	7	6	5	4	3	2
AIC	-6,77*	-6,49	-5,52	-5,15	-5,08	-5,24	-5,07	-5,15	-5,22

FONTE: Dados da Pesquisa.

NOTA<sub>1</sub>: \* indica a defasagem ótima do VAR(p).

Assim, em um VAR(10) com intercepto e 4 variáveis temos, em cada uma das 4 equações, há 40 regressores e um intercepto estimados.

### 6.3. TESTE DE COINTEGRAÇÃO JOHANSEN-JUSELIUS

No processo de estimação das equações via VAR que contenham variáveis não estacionárias, é importante verificar se há uma combinação linear destas variáveis que é estacionária. Quando uma combinação linear de variáveis integradas de mesma ordem é estacionária, diz-se que estas são co-integradas<sup>72</sup> e, portanto, apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Para fins de estimação, caso haja relação de equilíbrio de longo prazo, deve-se incluir a relação de co-integração no modelo

<sup>71</sup> Regressores adicionais reduzirão  $\text{Log} |\Sigma|$  pela expansão crescente de N na estatística AIC.

<sup>72</sup> Pela definição de Engle-Granger a co-integração requer 3 condições: a) todas as variáveis do modelo devem ser integradas de mesma ordem, ou seja, sucessões escolhidas podem ser não estacionárias, mas elas são estacionarizadas por meio da aplicação do mesmo número de diferenças; b) a combinação linear das variáveis do modelo resulte em uma série cuja ordem de integração é menor do que as séries originais; c) para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as séries escolhidas, estas devem se mover com uma distância aproximadamente constante ao longo do tempo que equivale dizer que o erro deve ser estacionário,  $\varepsilon = I(0)$ .

VAR(10), tornando-o submetidos à correção de erros (VEC).

Pelo teste ADF temos que as séries de juros, moeda, preços e produto são não estacionárias em nível, caracterizando variáveis integradas de ordem I(1), e são estacionárias em primeiras diferenças, I(0).

Quando isto acontece cada variável pode vagar sem qualquer tendência no tempo e não ter uma relação de longo-prazo. Então há a necessidade de efetuarmos o teste de cointegração para saber se há uma relação de longo prazo entre as séries e, assim, definirmos se calculamos os parâmetros das equações, 151 a 154, via VAR(10) ou VEC(10).

Semelhantemente ao teste ADF, antes de aplicarmos o teste Johansen-Juselius para cointegração, a análise gráfica conjunta das séries de moeda, juros, preços e produto permite visualizar se há ou não uma tendência estocástica comum nas séries e se existe a possibilidade de incluirmos intercepto, ou somente tendência, ou combinação de ambos, na equação de cointegração (CE), no modelo VAR(10).

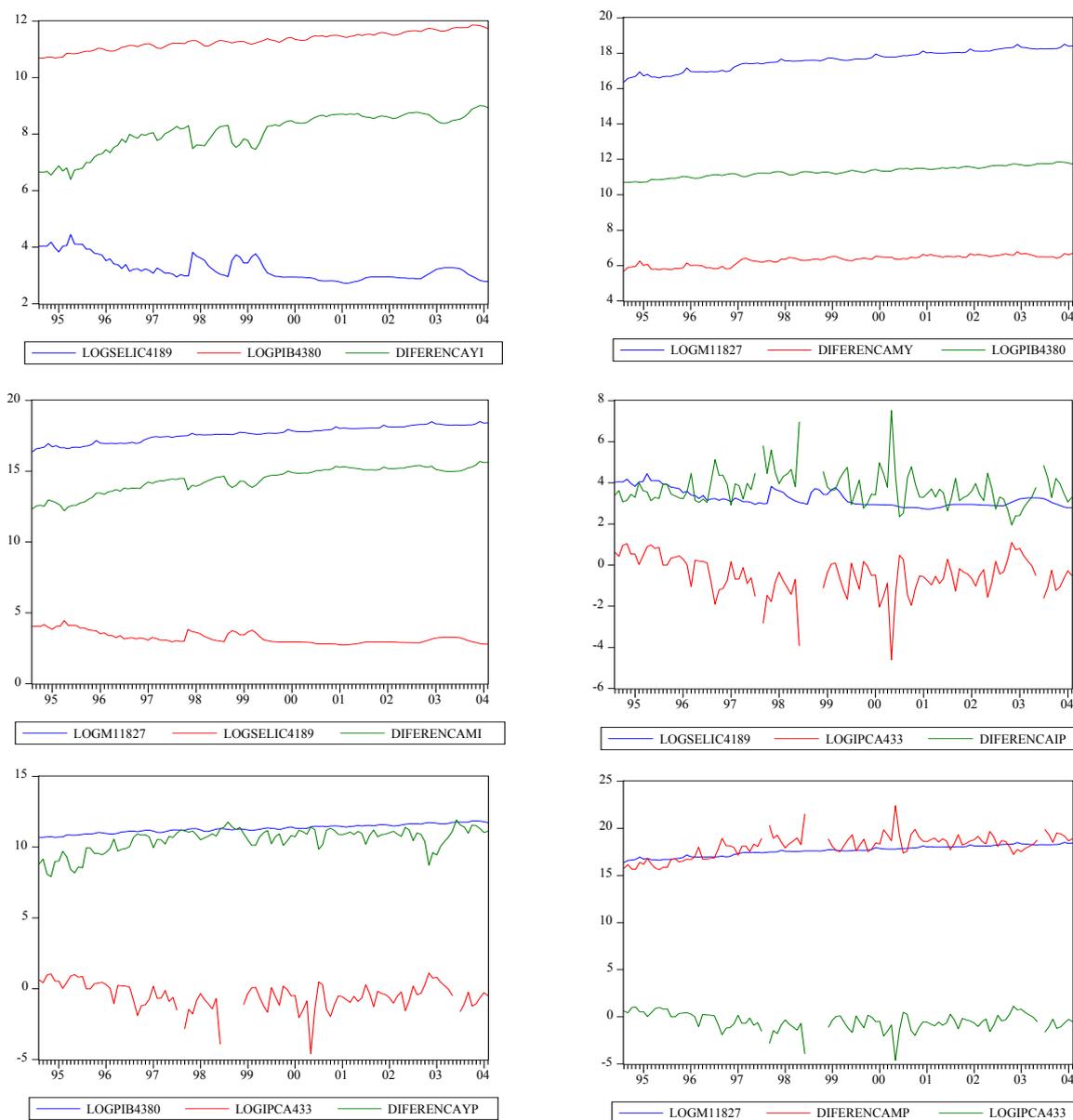
Observando o Gráfico 2, parece plausível assumir tendência<sup>73</sup> crescente entre as seguintes variáveis: taxa de juros e produto; moeda e produto; moeda e taxa de juros, moeda e preços, produto e preços. Somente entre taxa de juros e preços, o Gráfico 2 não sugere um componente de tendência de longo prazo.

Quanto à inclusão ou não de intercepto para efetuar o teste de cointegração, todos os gráficos sugerem inclusão de intercepto, pois nenhum diferencial entre duas variáveis quaisquer escolhidas inicia-se na origem dos eixos. As hipóteses sugeridas pelo Gráfico 2, estão de acordo com a teoria macroeconômica e podem ser avaliadas em um modelo IS-LM tradicional ou dinamicamente, efetuando-se inicialmente política monetária conforme descrito em ROMER (2000, p. 468-524).

---

<sup>73</sup> STOCK-WATSON (2004, p.376) verificam tendência entre 2 séries efetuando o diferencial entre elas. Caso o diferencial cresce (decrece) no tempo, há tendência crescente (decrecente) e caso o diferencial seja constante no tempo, assume-se tendência constante, sugerindo nesta última cointegração. ENDERS (1995,p.388) discute graficamente a sugestão de inclusão de intercepto e tendência para o teste de cointegração.

GRÁFICO 2 - COMPORTAMENTO CONJUNTO DO LOGARITMO DAS VARIÁVEIS JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO NO BRASIL - JULHO DE 1994 À FEVEREIRO DE 2004



FONTE: Dados da Pesquisa.

Após a escolha da defasagem ótima do VAR (ver 6.2), para efetuar o teste de cointegração de Johansen-Juselius com as variáveis em nível, determina-se o tipo da equação de cointegração (CE) quanto à presença de constante ou tendência via análise gráfica.

Conforme sugerido pelo Gráficos 2, incluímos intercepto e tendência na

equação de cointegração, porém não consideramos tendência no VAR(10)<sup>74</sup>.

O número de vetores de cointegração a ser incluídos no VAR(10) foram avaliados, comparando-se seqüencialmente as estatísticas  $\lambda_{\text{traço}}$  e  $\lambda_{\text{máx}}$  aos valores críticos indicados por JOHANSEN-JOSELIUS(1990) e OSTERWALD-LENUM(1992), respectivamente, iniciando-se a análise da maior raiz característica para a menor. O resultado sucinto do teste de cointegração é mostrado na Tabela 8<sup>75</sup>.

TABELA 8- TESTE DE COINTEGRAÇÃO JOHANSEN-JUSELIUS DA ESTATÍSTICA TRAÇO E MÁXIMO PARA AS VARIÁVEIS JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL - JULHO DE 1994 A FEVEREIRO ATÉ 2004

Eingel Valor ( $\lambda_i$ )	Estatística Traço					Estatística Máximo				
	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	$\lambda_{\text{traço}}$	vc a 1%	Decisão	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	$\lambda_{\text{Máx}}$	vc a 1%	Decisão
$\lambda_1 = 0,531400$	$r = 0$	$r > 0$	91,67	70,05	Rejeita H <sub>0</sub>	$r = 0$	$r+1 = 1$	52,30	33,24	Rejeita H <sub>0</sub>
$\lambda_2 = 0,305600$	$r \leq 1$	$r > 1$	39,37	48,45	Não Rejeita H <sub>0</sub>	$r = 1$	$r+1 = 2$	25,16	26,81	Não Rejeita H <sub>0</sub>
$\lambda_3 = 0,148385$	$r \leq 2$	$r > 2$	14,20	30,45	Não Rejeita H <sub>0</sub>	$r = 2$	$r+1 = 3$	11,08	20,20	Não Rejeita H <sub>0</sub>
$\lambda_4 = 0,044207$	$r \leq 3$	$r > 3$	3,12	16,26	Não Rejeita H <sub>0</sub>	$r = 3$	$r+1 = 4$	3,12	12,97	Não Rejeita H <sub>0</sub>

FONTE: Dados da Pesquisa.

NOTA<sub>1</sub>: H<sub>0</sub> e H<sub>1</sub>=hipótese nula e alternativa do teste de cointegração, r=número de relações de cointegração ou rank da matriz  $\pi$ ,  $\lambda_i$ =raízes características, vc=valor crítico a 1% de significância conforme OSTERWALD-LENUM (1992), visto em MADDALA-KIM (2002, p-213).

Primeiramente nota-se que todas as raízes características  $\lambda_i$  (valores próprios ou *eigenvalue*) são em módulo menores que a unidade, mostrando que cada variável, isoladamente, segue um processo AR( $p$ ) e satisfaz a condição de estacionariedade quando aplica-se primeiras diferenças nas séries.

Pela estatística traço, a primeira linha da Tabela 8 testa a hipótese nula de não existir relações cointegrantes entre as variáveis. Esta hipótese é rejeitada ao nível de 1% de significância pois a estatística traço é maior que o valor crítico tabelado (91,67>70,05). A linha seguinte testa a hipótese nula de existir no máximo um vetor cointegrante ( $r \leq 1$ ). Comparando-se os valores da estatística traço ao valor crítico tabelado, não rejeita-se a hipótese nula de termos no máximo um vetor de

<sup>74</sup> Descartou-se a hipótese de não haver intercepto na equação de cointegração ao avaliar o gráficos 2 e a tendência no Var(p) pela hipótese de SIMS (1980).

<sup>75</sup> O resultado completo do teste de cointegração Johansen-Juselius encontra-se no anexo 8.

cointegração. Como o teste é efetuado seqüencialmente, não há necessidade de avaliar os resultados da estatística traço para as hipóteses nula de existir no máximo 2 ou 3 relações de cointegração ( $r \leq 2$  e  $r \leq 3$ ).

Pela estatística máximo a primeira linha testa a hipótese nula de não termos relações de cointegração ( $r=0$ ) contra a hipótese alternativa de haver uma relação cointegrante. A comparação entre o valor da estatística máxima e o valor crítico tabelado, a 1% de significância, indica a rejeição da hipótese de não haver relação cointegrante, pois a estatística máximo é maior que o valor crítico tabelado ( $52,30 > 33,24$ ).

O próximo passo, então, é testar a hipótese nula de haver uma relação de cointegração contra a alternativa de haver duas relações de cointegração. Neste caso, pela estatística máximo, a 1% de significância, não se rejeita a hipótese nula de haver uma relação de cointegração. Semelhantemente a estatística traço, o teste pela estatística máximo é efetuado seqüencialmente e não houve a necessidade de avaliar os resultados para a hipótese nula de existir 2 ou 3 relações de cointegração ( $r=2$  e  $r=3$ ).

Portanto, pelo teste de cointegração Johansen-Juselius via comparação da estatística traço e máximo, existe uma única relação de longo prazo entre as variáveis.

Em outras palavras, a existência de um único vetor de cointegração entre as variáveis em conjunto mostra a ocorrência de uma combinação linear que deve ser incluída no VAR. Como há co-integração no sistema estimamos um VAR(10) com correção de erros, utilizando as variáveis em nível. Assim a inclusão da equação de co-integração transforma o VAR em um Vetor de Correção de Erro, VEC (10).

De acordo com BARROS (1991), esta estratégia empírica de incluir um vetor de cointegração faz com que os componentes de longo prazo tornem os componentes de curto prazo mais dinâmicos e flexíveis, não permitindo que outros fatores os retirem do equilíbrio de longo prazo.

A estimativa da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis juros, moeda, preços e produto logaritimizados é:

$$2,110.r - 3,578.m - 0,883.p + 1,517.y + 0,052328.t - 35,801 = 0 \quad (155)$$

Como o Banco Central do Brasil tem a taxa de juros nominal de curto prazo como o principal instrumento de política monetária e negocia os títulos públicos e suas emissões no mercado aberto com base nesta taxa, e conforme o não monismo de Sims (1980), normalizamos o vetor de cointegração com respeito à taxa de juros, a ser incorporado no modelo VEC(10), sendo dado por<sup>76</sup>:

$$r = 16,967 - 0,719.y + 0,418.p + 1,696.m - 0,025.t \quad LR = 423,77 \quad (156)$$

(0,336) (0,038) (0,506) (0,00939)

Conforme a equação normalizada, todos os coeficientes, testados individualmente pelo teste Student, são estatisticamente significativos a 5% e os sinais que indicam a relação entre as variáveis também foram os esperados. Assim, a equação de equilíbrio de longo prazo mostra que há uma relação positiva entre taxa de juros e nível de inflação, taxa de juros e moeda e uma relação negativa entre taxa de juros e produto e taxa de juros e tempo.

Uma vez que estamos utilizando na análise taxa de juros nominal de curto prazo<sup>77</sup> e oferta de moeda nominal, o sinal do parâmetro estimado da moeda com relação à taxa de juros no equilíbrio de longo prazo está de acordo com pesquisas

---

<sup>76</sup> Os valores entre parênteses da equação 161 denotam os desvios padrão dos coeficientes e LR é o valor do logaritmo da função de verossimilhança.

<sup>77</sup> É importante notar que o dispêndio é influenciado pela taxa de juros real de longo prazo. Por outro lado, o instrumento de controle da autoridade monetária é a taxa de juros nominal de curto prazo (SELIC). A relação entre a taxa nominal de juros de curto prazo e as taxas de juros reais de curto e longo prazo permite à política monetária influenciar a demanda agregada.

empíricas realizadas na Alemanha por BEYER (1998)<sup>78</sup>, nos Estados Unidos e Reino Unido por HENDRY (2003, p.606-608), HENDRY-ERICSSON (1991), HENDRY-STARR (1993)<sup>79</sup>, STOCK-WATSON (1993)<sup>80</sup>, na República de Camarões por NACHEGA(2001), na Nigéria por FIELDING (1994) e no Paquistão por ARIZE (1994)<sup>81</sup>.

Os valores das elasticidades renda-taxa de juros, preço-taxa de juros, moeda-taxa de juros podem ser interpretadas da seguinte maneira: se o produto aumentar em 1% a taxa de juros diminui aproximadamente 0,72%; se a inflação aumentar em 1% a taxa de juros aumenta aproximadamente 0,42%; se a quantidade de moeda nominal ofertada aumentar em 1%, a taxa de juros nominal aumenta aproximadamente 1,69%, sendo portanto elástica com relação à moeda.

Por fim a cada período de tempo que passa, a taxa de juros cai aproximadamente 0,025%. A relação entre taxa de juros e preços e taxa de juros e tendência está condizente com a política monetária e o regime de metas de inflação imposta pelo Banco Central, pois a taxa de juros está, na média, caindo com o passar do tempo e aumenta para segurar pressões inflacionárias, quando necessário.

#### 6.4. A REAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PRODUTO E PREÇOS

Uma vez analisada a relação de longo prazo entre taxas de juros, moeda, preços e produto, o próximo passo é discutir as relações de curto prazo e observar se os dados do Brasil ajustam-se na corrente monista ou na corrente de Sims. Especificamente discutiremos, conforme SIMS (1980) e TODD (1991), o resultado no

---

<sup>78</sup> Citado em GREENE (2003 p.657-659).

<sup>79</sup> Comentado em HOOVER (1995, p.282).

<sup>80</sup> Comentado em MADALLA-KIM (2002, p.355-358).

<sup>81</sup> Comentado em SRIRAM (2001, p.355 e 357), respectivamente.

produto e preços decorrentes de inovações dos instrumentos de política monetária, nomeadamente, taxa de juros e moeda.

Considerando que todas as variáveis são endógenas, cada variável pode ser influenciada pelos próprios efeitos defasados e efeitos defasados de todas as demais variáveis do modelo<sup>82</sup>. Isto implicou na necessidade de escolher a estrutura ótima de defasagens (ver 6.2).

Como o teste de Johansen-Juselius acusou único vetor de cointegração, estimamos o VAR com uma restrição ou VEC(10) com as variáveis em nível<sup>83</sup>, e através deste, utilizamos a Função de Impulso Resposta (FRI) e a Análise da Decomposição da Variância (FEVD), com duas ordenações diferentes entre variáveis para geração do impulso: a primeira ordenação conforme a regra causal monista é moeda, taxa de juros, produto e preços (conforme equações 5,6, 9 e 10); e a segunda ordenação conforme a regra causal de Sims é taxa de juros, moeda, produto e preços (equações 5,6,7, e 8).

Como a ordenação das variáveis para geração da inovação não alterou o padrão dos resultados da resposta do produto e preços, conforme as estimações realizadas neste estudo, optou-se por trazer no corpo da pesquisa as figuras referentes à a FRI e FEVD pela ordenação de SIMS (1980).

#### 6.4.1. Conferindo o Monismo

Conforme indicado na metodologia, (ver 4.4) estaremos na corrente monista se a dinâmica dos dados atenderem os seguintes critérios no horizonte de 12 períodos à frente: a participação da moeda na FEVD da produção e preços é igual ou maior que 15%; a participação da moeda na FEVD da produção excede a participação atribuída à

---

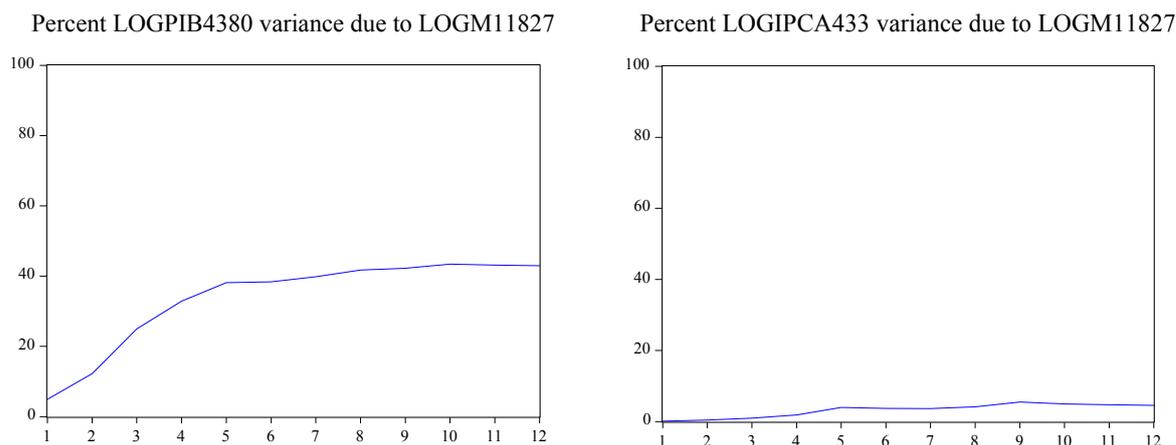
<sup>82</sup> Conforme equações 151 a 154.

<sup>83</sup> Sims estimou um VAR sem tendência, porém aqui não excluimos a tendência do vetor de cointegração da equação 160 para incorporarmos no VEC(10).O resultado encontra-se no ANEXO 9.

taxa de juros e; não pode haver relações negativas entre moeda e produção ou moeda e preços, estas vistas pela FRI.

Para verificar o primeiro e o segundo critério, mostramos, através da Figura 5, a participação da moeda na FEVD do produto e preços, 12 períodos à frente.

FIGURA 5 – FEVD DO PRODUTO E PREÇOS AS INOVAÇÕES NA MOEDA



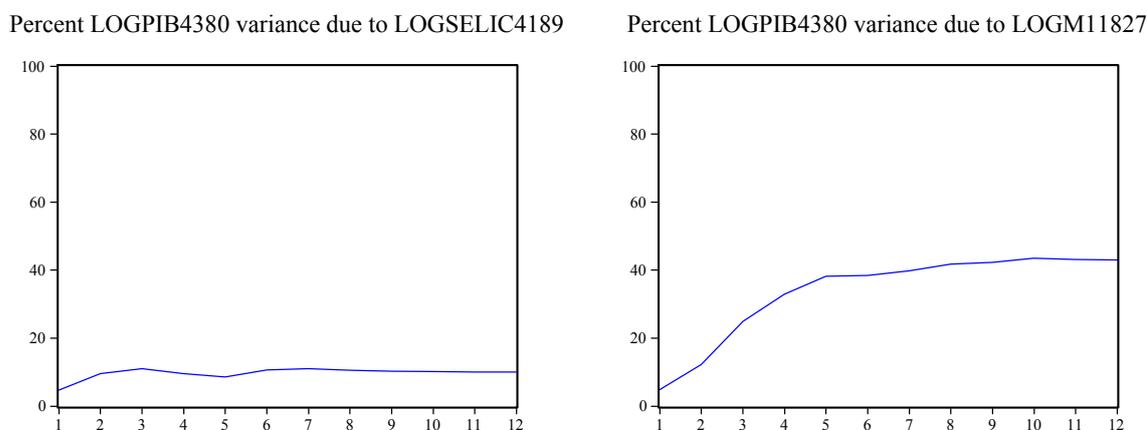
FONTE: Dados da Pesquisa.

A FEVD do produto indica que nos primeiros 5 períodos há uma crescente participação da moeda na variância do produto, iniciando com 4,9%, 12,2%, 24,9%, 32,9% e 38,2%, respectivamente e estabilizando-se em torno de 41% a partir do sexto período. Semelhantemente, a FEVD de preços indica que nos 5 primeiros períodos há uma crescente participação da moeda na variância dos preços, porém com uma magnitude bem menor que variância do produto, sendo 0,1%, 0,5%, 1%, 1,8% e 4%, respectivamente e estabilizando-se em torno de 5,2% a partir do sexto período.

Pela análise de FEVD do produto e preços à inovação na moeda, percebe-se que a participação da moeda na variância do produto, 12 meses a frente, excede 15%, satisfazendo a condição monista ( $42,9\% \geq 15\%$ ). Porém na FEVD de preços percebe-se que a participação da moeda na variância de preços, 12 meses a frente, não excede 15%, violando, portanto, um dos requisitos pressupostos para garantia do monismo ( $4,65\% \leq 15\%$ ).

Para avaliar o terceiro critério, ilustramos na figura 6, a participação da moeda e taxa de juros na FEVD do produto, 12 períodos à frente.

FIGURA 6 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (FEVD) DO PRODUTO AS INOVAÇÕES NA MOEDA E TAXAS DE JUROS



FONTE: Dados da Pesquisa.

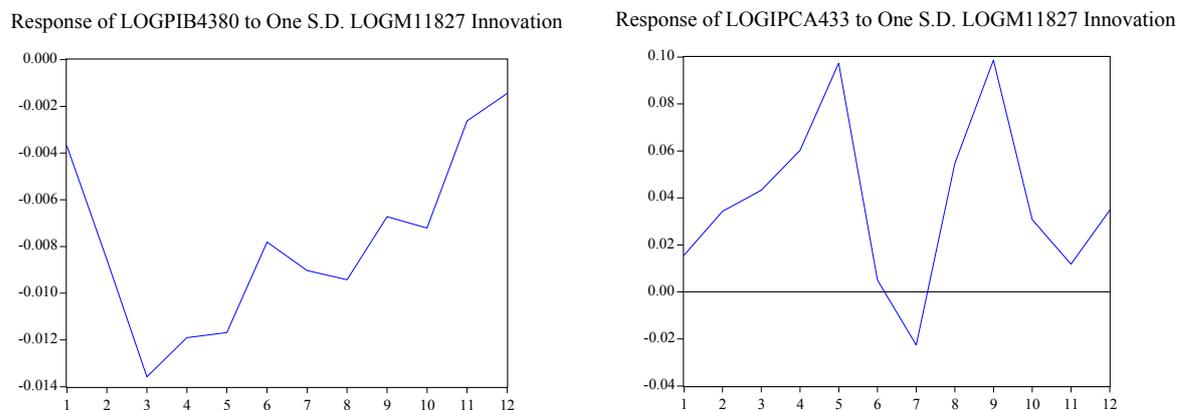
A FEVD do produto indica que a participação da moeda na variância do produto é maior do que a participação da taxa de juros, em todos os períodos considerados. No primeiro período, por exemplo, apesar da ligeira vantagem para a moeda, temos um empate técnico observado pela margem de erro, pois a participação da taxa de juros na variância do produto é 4,7%, contra 4,9% da moeda. A partir do segundo período a variância do produto com relação à taxa de juros se estabiliza em torno de 10%, sendo 9,99%, 12 períodos à frente, enquanto que a variância do produto com relação à moeda, como discutido anteriormente, cresce até o sexto período, se estabiliza em torno 41%, sendo de 42,9% no décimo segundo período.

Sendo assim, pelo terceiro critério, a participação da moeda na variância da produção, frente a doze períodos, excede a participação da taxa de juros (42,9% contra 9,99%). Caso avaliássemos somente este critério estaríamos a favor da hipótese monista.

Por último, para avaliarmos o quarto e o quinto critério a favor do monismo, mostramos na figura 7, a FRI do produto e preços causado por uma inovação na moeda.

Conforme a Figura 7, a FRI do produto causado pela inovação na moeda, mostra que a elasticidade moeda-produto são pequenas e negativas nos 12 períodos à frente considerados. Isto quer dizer que um choque positivo na moeda nominal, diminui o produto no curto prazo.

FIGURA 7 – FRI DO PRODUTO E PREÇO DIANTE DA INOVAÇÃO NA MOEDA.



FONTE: Dados da Pesquisa.

A sensibilidade do produto com relação a moeda aumenta negativamente do primeiro ao terceiro período à frente, de  $-0,0037\%$  para  $-0,01357\%$ , e diminui do terceiro ao décimo segundo período, variando de  $-0,01357\%$  para  $-0,00146\%$ . Esta indicação de relação negativa entre moeda e produto no curto prazo viola um dos critérios monista, conforme TODD (1991), pois o sinal das elasticidades não foram os esperados conforme a teoria macroeconômica monetarista de FRIEDMAN-SCHWARTZ (1963).

Por outro lado, a análise da FRI de preços causado pela inovação na moeda indica que um choque monetário positivo, provoca efetivamente aumento de preços no curto prazo, de forma moderada conforme os valores das elasticidades, sendo portanto, condizente com a teoria monetária e sua forma simples, o monismo. A elasticidade moeda-preço aumenta de forma crescente do primeiro ao quinto período, de  $0,01565\%$  para  $0,09734\%$ , cai em magnitude do quinto ao sétimo período, sendo negativa neste último, e retoma a patamares positivos do oitavo ao décimo segundo período.

Portanto, ao avaliarmos os cinco critérios, resumidos no quadro 4, podemos rejeitar a hipótese que as relações existentes entre taxa de juros, moeda, preços e produto estão de acordo com o modelo monista<sup>84</sup>. Isto porque 2 hipóteses são violadas:

<sup>84</sup> Para aceitarmos o modelo monista nenhum dos critérios podem ser violados.

pelo segundo critério, a participação da moeda na variância de preços é menor que o valor esperado; e pelo quarto critério, há uma relação negativa de curto prazo entre moeda e produção.

QUADRO 4 - RESUMO DAS AVALIAÇÕES DOS CRITÉRIOS MONISTAS 12 PERÍODOS À FRENTE

<b>Critérios Avaliados</b>	<b>Método Avaliação</b>	<b>Valor Esperado</b>	<b>Valor Encontrado</b>	<b>Violação do Critério</b>
% da moeda	FEVD do produto	% moeda $\geq$ 15%	42,9%	Não
% da moeda	FEVD de preços	% moeda $\geq$ 15%	4,65%	Sim
% da moeda versus % do juros	FEVD do produto	% moeda $>$ % juros	42,9% $>$ 9,99%	Não
Relação entre moeda e produto	FRI do produto	positiva	negativa	Sim
Relação entre moeda e preços	FRI de preços	positiva	positiva	Não

FONTE: Dados da Pesquisa.

#### 6.4.2. Conferindo o Não Monismo

Para que os dados do Brasil ajustem-se ao modelo não monista de Sims, os seguintes critérios devem ser satisfeitos (ver 4.4) no horizonte de 12 períodos à frente: dado um choque surpresa na moeda, ao analisar a FRI, o efeito na produção **ou** nos preços de ficar negativo e; ao analisar a FEVD da produção e preços, a participação da moeda na variância da produção **ou** na variância de preços não exceder 15%.

Pelo primeiro critério observamos, na figura 7, que há uma relação negativa entre moeda e produção, em todos os períodos considerados, quando efetuamos um choque surpresa na moeda de 1 desvio-padrão, perfazendo, portanto a hipótese não monista. Pelo segundo critério, ao analisar a FEVD de preços, conforme Figura 5, a participação da moeda na variância de preços, em todos os períodos considerados, não excede 15%, sendo de 4,65% no décimo segundo período. Estas duas observações indicam que os dados se ajustam ao não monismo de Sims.

## 7. CONCLUSÃO

O principal objetivo da pesquisa foi identificar, macroeconometricamente, se as relações existentes entre taxas de juros, moeda, preços e produto no Brasil, entre julho de 1994 a fevereiro de 2004, satisfazem as regras do modelo simples do monetarismo, que Christopher Sims, identificou como modelo monista, ou alternativamente, se as variáveis satisfazem as regras que Christopher Sims identificou como modelo não-monista, onde, neste, a regra causal entre as variáveis macroeconômicas selecionadas começa pela taxa de juros.

Inicialmente foram aplicados os procedimentos econométricos e por fim avaliou-se a reação de política monetária quanto aos critérios macroeconômicos monistas e não monistas, conforme TODD (1991).

Quanto aos procedimentos econométricos aplicamos seqüencialmente o teste ADF para detectar raiz unitária, o teste de cointegração Johansen-Juselius para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, a metodologia VAR para estimar os parâmetros do sistema de 4 equações auto-regressivas e por fim geramos a Decomposição da Variância e Funções de Impulso Resposta de Preços e Produto, diante de inovações positivas na moeda e taxa de juros.

Para avaliar a reação de política monetária, as hipóteses macroeconômicas do modelo monista e não monista foram utilizadas para interpretar os resultados da Decomposição da Variância e Função de Impulso Resposta de Preços e Produto.

Pelo teste de raiz unitária todas as variáveis foram consideradas estacionárias em primeiras diferenças e indicou-se, pelo teste de cointegração, uma única relação de longo prazo. Conseqüentemente pelos resultados dos dois testes mencionados, estudou-se a dinâmica de curto prazo, estimando-se os parâmetros do sistema utilizando a metodologia VAR com uma restrição ou vetor de correção de erros (VEC), aplicando-se 10 defasagens para eliminar a autocorrelação nos resíduos, conforme o menor valor pelo critério da Akaike.

A análise empírica realizada neste estudo, a partir das Funções de Impulso

Resposta e Decomposição da Variância de Preços e Produto, produziu resultados que permitem enquadrar as variáveis taxas de juros, moeda, preços e produto no modelo não monista de Christopher Sims, porque, pelo critérios de TODD (1991) violou-se a hipótese monista de que a participação da moeda na variância dos preços excedeu 15% (encontramos 4,65%) e violou-se a hipótese de que há relação positiva entre moeda e produção no curto prazo, ou seja, os resultados revelaram que a elasticidade moeda-produto no curto prazo é negativa. Portanto a regra causal entre as variáveis pesquisadas inicia-se pela alteração da taxa de juros nominal em vez de agregados monetários.

Os resultados a favor do não monismo foi o esperado, pois avaliando a política monetária brasileira após a implantação do Plano Real, percebe-se que a moeda vem deixando de ser tratada como variável exógena, plenamente controlada pelo Banco Central, como inicialmente suposto pelo modelo IS-LM, para tornar-se uma variável endógena, indiretamente influenciada pelos instrumentos disponíveis pela autoridade monetária.

Entre junho de 1994 e janeiro de 1999 o Brasil adotou o regime de metas cambiais administradas como uma âncora nominal, que suportava o processo de estabilização dos preços internos. Neste tipo de regime, o objetivo da autoridade monetária é preservar a estabilidade do câmbio, sendo fundamental a existência de um volume de reservas internacionais suficiente para manter a taxa de câmbio inalterada e evitar que a moeda nacional fosse exposta a ataques especulativos. A política monetária, então, perde efetividade porque deve acompanhar os fluxos de recursos externos para manter a paridade cambial estabelecida e a taxa de juros deve alcançar um valor que garanta a entrada de capitais para manter um determinado volume de reservas.

Porém, após as crises internacionais no México, Ásia e Rússia a capacidade de pagamento do Brasil perdeu credibilidade e iniciou-se um processo de especulação contra a moeda nacional. Em janeiro de 1999, seguindo-se à redução substancial das reservas internacionais e diante das dificuldades de manter o controle da taxa de

câmbio, o regime de bandas foi abandonado, passando a vigorar o câmbio flexível, tornando necessário definir uma nova variável que cumprisse essa função.

A alternativa escolhida foi o sistema de metas de inflação. O Conselho Monetário Nacional anunciou as metas para os anos seguintes, estabelecendo margens de tolerância e o índice de referência escolhido foi o IPCA, uma das variáveis escolhidas para a nossa pesquisa.

Sob o regime de metas de inflação, o principal instrumento de política monetária passou a ser a taxa básica nominal de juros (SELIC) e o estoque de moeda tornou-se endógeno.

Portanto, os resultados empíricos deste trabalho a favor do não monismo comprovam a realidade da política monetária brasileira dos últimos 10 anos.

Por fim, como recomendações para futuras pesquisas e discussões sobre política monetária utilizando a metodologia VAR/VEC, pode-se incrementar o modelo proposto com as seguintes modificações:

- efetuar testes econométricos adicionais como Wald e Chow para verificar se os parâmetros não são iguais aos sub-períodos sugeridos; CUSUM para quebra estrutural, Perron para teste de raiz unitária, Causalidade de Granger para a regra causal entre variáveis;
- efetuar ligeiras modificações das variáveis de medida dos agregados macroeconômicos, por exemplo, somando M1 e M2, ou M1, M2 e M3, utilizar somente M2, utilizar outros índices de preços;
- efetuar modificações do período de tempo, por exemplo, trocando dados mensais por trimestrais ou anuais;
- adicionar variáveis como taxa de câmbio, juros de longo prazo, índices de desemprego, salários, importação e exportação, perfazendo um VAR de n equações;
- comparar o monismo versus não monismo com outros países e verificar se há convergência de adoção de política monetária a favor de uma ou outra corrente;
- estudar o comportamento do regime de metas de inflação e as principais implicações para a macroeconomia de um país.

## REFERÊNCIAS

BARRO, R. J; KING, R.. Times-separable preferences and intertemporal substitution models of business cycles. **Quartely Journal of Economics**, p.817-839, 1984.

BARROS, G.S. Impacts of monetary and real factors on the US dollar in identifiable VAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v.45, n.4, p.519-541, 1991.

BASU, S.; TAYLOR, A. Business cycles in internacional historical perspective. **Journal of Economic Perspectives**, Primavera, v.13, n.2, p. 45-68, 1999.

BORDO, M. D; SCHWARTZ, A. IS-LM and monetarism. **Working Paper**, n. 9713, p.1-31. Cambridge: National Bureau Economic Research, maio, 2003.

BRUNNER, K. The role of money and monetary policy. **Federal Reserve Bank of St.Louis Review**, n.50, p.8-24, 1968.

BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. Money, debt, and economic activity. **Journal of Political Economy**, n.80, p.951-977, 1972.

\_\_\_\_\_. An aggregative theory for a closed economy. In: Jerome Stein (ed.) **Monetarism**. Amsterdam: North-Holland, p.69-103, 1976.

BRUNNER, K. MELTZER, A. H. **Money and the economy issues in monetary analysis**. New York: Cambridge University Press, 1993.

BURNS, A.; MITCHELL, W. Measuring business cycles. In: SACHS J.B; LARRAIN; L. D. **Macroeconomia**. São Paulo: Pearson Education, 2000.

CARVALHO, F. C. de. Keynes, a instabilidade do capitalismo e a teoria dos ciclos econômicos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.18, n.03, p.741-63, dez., 1988.

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

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometric**, v.49, n.4, p.1057-73, 1981.

EINCHENBAUM, M.; SINGLETON, K. J. Do Equilibrium real business cycle theories explain postwar U.S. business cycles? 1986. In: FISCHER, S. **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, Mass: MIT Press, 1986. p. 91-135.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 1ª Ed. New York: Iowa State University, John Wiley & Sons, Inc,1995.433p.

- ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, n.55, p.251–276, 1987.
- FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e cointegração. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000. p.245-52.
- FISCHER, S. Long term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule. **Journal of Political Economy**, 1977.
- FRIEDMAN, M; SCHWARTZ, A. J. **A monetary history of the United States 1867-1960**. Princeton: Princeton University Press, 1993. 860p.
- FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976.
- GORDON, D.; LEEPER, E. The dynamic impacts of monetary policy: an exercise in tentative identification. **Journal of Political Economy**, v.102, n.6, p.228-47, 1995.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, 1969.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5<sup>a</sup> Ed. New Jersey: Pearson Education, 2003. 1026p.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3<sup>a</sup>. Ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- HANSEN, G. D. Indivisible labor and business cycle. **Journal of Monetary Economics**, n.16, p.309-27, nov., 1985.
- HARVEY, A. C. **Time series models**. 2<sup>a</sup>. Ed. MIT Press, 1993.
- HENDRY, D. F; STARR, R. M. The demand for  $M_1$  in the United States: a reply to Boughton. **The Economic Journal**, v.103, n.420, p.1158-69, set., 1993.
- HENDRY, D. F. **Dynamic econometric**. Oxford: Oxford University Press, 2003. 869p.
- HILL, C.; GRIFFITHS, E. W.; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2<sup>a</sup>. Ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471p.
- HODRICK, R; PRESCOTT, E. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Discussion Paper 451**, Northwestern University, 1980.
- HOOVER, K. D. **Macroeconometrics: developments, tensions and prospects**. Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, 1995. 577p.
- HORNSTEIN, A. Intermediate inputs and sectoral comovement in the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, v.40, n.03, p. 573-595.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, n.59, p.1551–80, 1991.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration—with applications to the demand for money. **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, n.52, p.169–210, 1990.

- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. 4<sup>a</sup>. Ed. MacGraw-Hill, 2000, 573p.
- KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.56, n.2 p.249-67, abril/jun.. 2002.
- KEHOE, P.; KEHOE; T. A primer on static applied general equilibrium models. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Spring, v.18, n.1,1994.
- KEHOE, P; PERRI, F. Internacional business cycles with in endogenous market incompleteness. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, 1998.
- KEYNES, J. M. The general theory of employment, interest, and money. London: Macmillan, 1936.
- KING, S. Real interest and the interaction of money, output and prices. Northwestern University, 1983.
- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v.50, n.6, p.1345-70, 1982.
- LJUNG, G.; BOX, G. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, n.66, 265–270, 1979.
- LAYTON, A. A further test of the influence of leading indicators on the probability of US business cycle phase shifts. **International Journal of Forecasting**, n.14, p. 63–70, 1998.
- LONG, J. B; PLOSSER, C. Real business cycles. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.91, n.1, p. 39-69, 1983.
- LUCAS, R.E; Jr. Expectations and the neutrality of money. **Journal of Economic Theory**, v.4, n.2, p.103-124, 1972.
- LUCAS, R. E., Jr. Understanding business cycles. In: BRUNNER, K; MELTZER, A. **Stabilization of the domestic and international economy**. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, v.5, pp.7-29, 1977.
- Lucas, R. E., Jr. Methods and problems in business cycle theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.12, n.4, p.696-715, 1980.
- MADDALA, G.S; KIM, I. **Unit roots, cointegration and structural change**. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 505p.
- MAIA, S.F. Modelos de vetores autoregressivos: uma nota introdutória. Texto para Discussão n. 60, p.01-33.p, Universidade Estadual de Maringá, 2001.
- MAGALHÃES, M. A. de. Explicando os ciclos de negócios. **Economia Aplicada**, v.4, n.1, p.158-189, 2000.
- MAFEZZOLLI, M. Non walrasian labor markets and real business cycles. **Instituto di Economia Política**, Università L. Bocconi, jun., 2000.

MANKIW, G. Small menu costs and large business cycles: a macroeconomic model of monopoly. **Quarterly Journal of Economics**, maio, 1985.

MEYER, L. H. Does money matter?. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Setembro-Outubro, p.1-15, 2001.

MENDOZA, E. G. Real Business cycles in a small open economy. **American Economic Review**, n.81, p.797-818, 1991.

NACHEGA, C. J. A cointegration analysis of broad money demand in Cameroon. **Work Paper**, 01/26, Fundo Monetário Internacional, mar., 2001.

OSTERWALD, M.; LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, n.54, p.461-472, 1992.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D. L. **Econometric models and economic forecasts**. 4<sup>a</sup>. Ed. McGraw-Hill, 1998.

PLOSSER, C.; LONG, J. B. Real business cycles. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.91, n.01, p. 39-69, 1983.

POOLE, W. **Money and the economy: a monetarist view**. Addison-Wesley, 1978.

PURVIS, D. Monetarism: a review. **Canadian Journal of Economics**. Fev., p.96-122, 1980.

RAMASWAMY, R.; RENDU, C. Japan's stagnant nineties: a vector autoregression retrospective. **Fundo Monetário Internacional Staff Papers**, v. 47, n.2, p. 259-77, 2000.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 2<sup>a</sup>. Ed. McGraw-Hill, 2001.

RUNKLE, D. Vector autoregression and reality. **Journal of Business and Economic Statistics**, n.5, outubro, p. 437-42, 1987.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F. B. **Macroeconomia**. São Paulo: Pearson Education, 2000. 848p.

SARTORIS, A. **Estatística e introdução a econometria**. 1<sup>a</sup> Ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 426p.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

\_\_\_\_\_. Comparison of interwar and postwar business cycles: monetarism reconsidered. **American Economic Review**, v.70, p.250-57, maio, 1980.

\_\_\_\_\_. Are forecasting models usable for policy analysis?. **Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis**, winter, 1986.

\_\_\_\_\_. Comment. **Journal of Business and Economic Statistics**, n.5, p.443-49, out., 1987.

\_\_\_\_\_. Models and their uses. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, p. 489-94, maio, 1989.

SIMON, C. P.; BLUME, L. **Mathematics for economists**. 1<sup>a</sup>. New York: Ed.W.W. Norton & Company, Inc, 1994. Capítulo 7, p.142-149.

SPENCER, D. Does money matter? The robustness of evidence from vector autoregression. **Journal of Money, Credit, and Banking**, n.21, p. 442-54, nov., 1989.

SRIRAM, S. A survey of recent empirical money demand studies. **Fundo Monetário Internacional Staff Paper**, v.03, n.47, 2001.

STOCK, J. H; WATSON, M. W. Variable trends in economic time series. **Journal of Economic Perspectives**, v.2, n.3, p. 147-74, 1988.

STOCK, J. H; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004. 485p.

TODD, R. Vector autoregression evidence on monetarism: another look at the robustness debate. **Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1991**.

VAL, P.R. da; FERREIRA, P. C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. \_\_\_\_\_, Rio de Janeiro, jan., 2002.

**ANEXOS**

ANEXO 1- TESTE ADF PARA RAIZ UNITÁRIA PARA JUROS LOGARITIMIZADOS EM PRIMEIRA DIFERENÇA COM 7 DEFASAGENS, INTERCEPTO E TENDÊNCIA

ADF Test Statistic	-5.873620	1% Critical Value*	-4.0460	
		5% Critical Value	-3.4519	
		10% Critical Value	-3.1512	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGSELIC4189,2)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1995:04 2004:02				
Included observations: 107 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
D(LOGSELIC4189(-1))	-1.822012	0.310202	-5.873620	0.0000
D(LOGSELIC4189(-1),2)	0.761394	0.279797	2.721236	0.0077
D(LOGSELIC4189(-2),2)	0.744220	0.252997	2.941619	0.0041
D(LOGSELIC4189(-3),2)	0.670448	0.230016	2.914783	0.0044
D(LOGSELIC4189(-4),2)	0.482791	0.198866	2.427720	0.0170
D(LOGSELIC4189(-5),2)	0.528294	0.163710	3.227017	0.0017
D(LOGSELIC4189(-6),2)	0.435229	0.130503	3.335022	0.0012
D(LOGSELIC4189(-7),2)	0.231477	0.086895	2.663852	0.0090
C	-0.060135	0.030985	-1.940789	0.0492
@TREND(1994:08)	0.001645	0.000443	3.713318	0.0489
R-squared	0.573744	Mean dependent var	-0.000247	
Adjusted R-squared	0.534195	S.D. dependent var	0.199779	
S.E. of regression	0.136349	Akaike info criterion	-1.058396	
Sum squared resid	1.803338	Schwarz criterion	-0.808599	
Log likelihood	66.62420	F-statistic	14.50699	
Durbin-Watson stat	1.947608	Prob(F-statistic)	0.000000	

FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 2- TESTE ADF PARA RAIZ UNITÁRIA PARA LOGM11827 EM PRIMEIRA DIFERENÇA COM 10 DEFASAGENS, INTERCEPTO E TENDÊNCIA

ADF Test Statistic	-7.506860	1% Critical Value*	-4.0485	
		5% Critical Value	-3.4531	
		10% Critical Value	-3.1519	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGM11827,2)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1995:07 2004:02				
Included observations: 104 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
D(LOGM11827(-1))	-3.989202	0.531408	-7.506860	0.0000
D(LOGM11827(-1),2)	2.685832	0.489877	5.482666	0.0000
D(LOGM11827(-2),2)	2.401590	0.444622	5.401422	0.0000
D(LOGM11827(-3),2)	2.124853	0.396463	5.359519	0.0000
D(LOGM11827(-4),2)	1.788288	0.351668	5.085157	0.0000
D(LOGM11827(-5),2)	1.557262	0.310520	5.015015	0.0000
D(LOGM11827(-6),2)	1.396376	0.258098	5.410249	0.0000
D(LOGM11827(-7),2)	1.100510	0.218899	5.027485	0.0000
D(LOGM11827(-8),2)	0.806556	0.181125	4.453045	0.0000
D(LOGM11827(-9),2)	0.605910	0.137301	4.413006	0.0000
D(LOGM11827(-10),2)	0.360027	0.084589	4.256179	0.0001
C	0.113310	0.020282	5.586868	0.0000
@TREND(1994:08)	-0.000764	0.000225	-3.395595	0.0010
R-squared	0.695970	Mean dependent var	-0.000745	
Adjusted R-squared	0.655878	S.D. dependent var	0.105795	
S.E. of regression	0.062061	Akaike info criterion	-2.604925	
Sum squared resid	0.350494	Schwarz criterion	-2.274376	
Log likelihood	148.4561	F-statistic	17.35938	
Durbin-Watson stat	1.551813	Prob(F-statistic)	0.000000	

FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 3- TESTE ADF PARA RAIZ UNITÁRIA PARA PREÇOS EM PRIMEIRA DIFERENÇA COM 3 DEFASAGENS, SEM INTERCEPTO E SEM TENDÊNCIA

ADF Test Statistic	-6.966314	1% Critical Value*	-2.5891
		5% Critical Value	-1.9438
		10% Critical Value	-1.6176
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(LOGIPCA433,2)			
Method: Least Squares			
Sample(adjusted): 1994:12 2004:02			
Included observations: 89			
Excluded observations: 22 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(LOGIPCA433(-1))	-2.356070	0.338209	-6.966314
D(LOGIPCA433(-1),2)	0.938686	0.274410	3.420742
D(LOGIPCA433(-2),2)	0.401735	0.190580	2.107961
D(LOGIPCA433(-3),2)	0.205429	0.111857	1.836535
R-squared	0.664061	Mean dependent var	-0.054561
Adjusted R-squared	0.652205	S.D. dependent var	1.383891
S.E. of regression	0.816139	Akaike info criterion	2.475438
Sum squared resid	56.61699	Schwarz criterion	2.587286
Log likelihood	-106.1570	Durbin-Watson stat	1.875523

FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 4- TESTE ADF PARA RAIZ UNITÁRIA PARA PRODUTO EM PRIMEIRA DIFERENÇA COM 9 DEFASAGENS, COM INTERCEPTO

ADF Test Statistic	-6.644050	1% Critical Value*	-3.4934	
		5% Critical Value	-2.8889	
		10% Critical Value	-2.5812	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGPIB4380,2)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1995:06 2004:02				
Included observations: 105 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
D(LOGPIB4380(-1))	-2.905222	0.437267	-6.644050	0.0000
D(LOGPIB4380(-1),2)	2.016308	0.392533	5.136659	0.0000
D(LOGPIB4380(-2),2)	1.748888	0.363379	4.812854	0.0000
D(LOGPIB4380(-3),2)	1.426745	0.338145	4.219324	0.0001
D(LOGPIB4380(-4),2)	1.069446	0.297436	3.595550	0.0005
D(LOGPIB4380(-5),2)	1.086003	0.254733	4.263299	0.0000
D(LOGPIB4380(-6),2)	0.809846	0.204108	3.967734	0.0001
D(LOGPIB4380(-7),2)	0.694122	0.158204	4.387516	0.0000
D(LOGPIB4380(-8),2)	0.461385	0.126964	3.633990	0.0005
D(LOGPIB4380(-9),2)	0.211185	0.095605	2.208929	0.0296
C	0.028092	0.005434	5.169671	0.0000
R-squared	0.641537	Mean dependent var	-0.000500	
Adjusted R-squared	0.603402	S.D. dependent var	0.052268	
S.E. of regression	0.032916	Akaike info criterion	-3.890850	
Sum squared resid	0.101846	Schwarz criterion	-3.612816	
Log likelihood	215.2696	F-statistic	16.82306	
Durbin-Watson stat	1.938330	Prob(F-statistic)	0.000000	

FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 5- VALOR DAS AUTOCORRELAÇÕES PARA AS SÉRIES LOGARITIMIZADAS DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS.

SÉRIE	Defasagens														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Juros	-0.015	-0.014	-0.087	-0.057	0.118	-0.109	-0.135	-0.195	0.051	0.127	0.007	0.109	-0.122	0.126	0.084
Moeda	-0.134	0.055	-0.015	-0.054	-0.142	0.064	-0.156	-0.113	-0.006	-0.028	-0.166	0.147	-0.108	0.014	0.099
Preço	-0.199	-0.265	0.076	-0.019	0.002	0.005	-0.174	0.045	0.110	-0.191	0.088	0.199	-0.041	-0.129	0.002
Produto	0.263	-0.214	-0.498	-0.329	0.206	0.287	0.205	-0.232	-0.421	-0.219	0.253	0.650	0.209	-0.117	-0.401

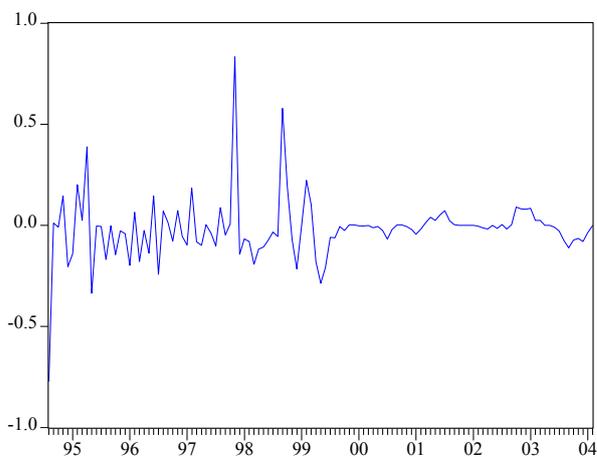
FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 6- VALOR DA ESTATÍSTICA LJUNG-BOX E VALOR P PARA AS AUTOCORRELAÇÕES DAS SÉRIES LOGARITIMIZADAS DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS

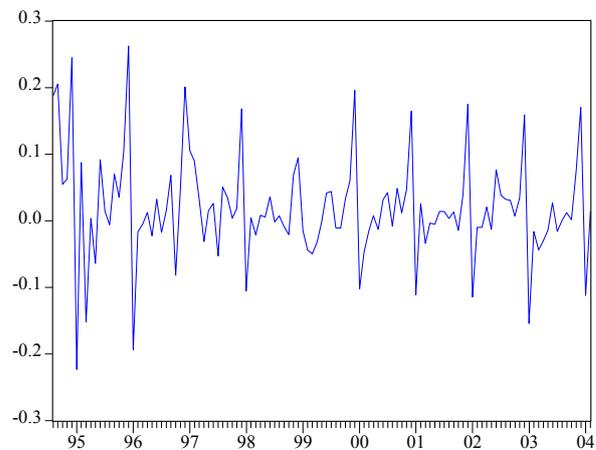
Variável	Defasagens														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Juros	0.03	0.05	0.96	1.35	3.05	4.53	6.79	11.6	11.9	13.9	13.9	15.5	17.5	19.6	20.5
	0.87	0.97	0.81	0.85	0.69	0.61	0.45	0.17	0.22	0.17	0.23	0.21	0.18	0.14	0.15
Moeda	2.13	2.49	2.52	2.88	5.34	5.85	8.88	10.5	10.5	10.6	14.2	53.3	54.8	54.9	56.2
	0.14	0.29	0.47	0.58	0.38	0.44	0.26	0.23	0.31	0.39	0.22	0.31	0.45	0.19	0.28
Preços	4.29	11.9	12.6	12.6	12.7	12.7	16.1	16.4	17.8	22.1	23.0	27.8	28.0	30.1	30.1
	0.04	0	0.01	0.01	0.03	0.05	0.02	0.04	0.04	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01
Produto	8.2	13.7	43.5	56.6	61.8	71.9	77.2	83.9	106.4	112.5	120.8	175.9	181.7	183.5	205.1
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

FONTE: Dados da Pesquisa.

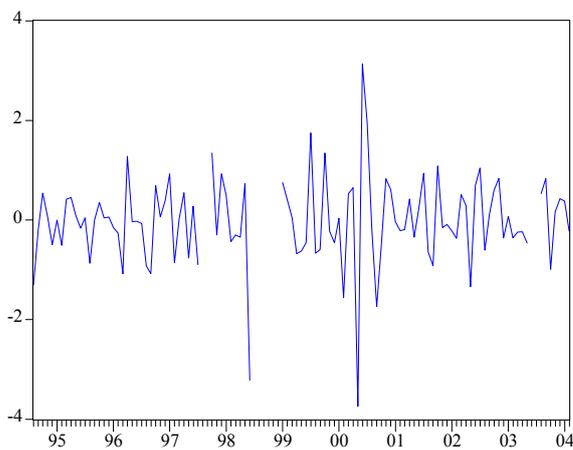
ANEXO 7- GRÁFICOS DO COMPORTAMENTO DAS SÉRIES LOGARITIMIZADAS DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS - JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004



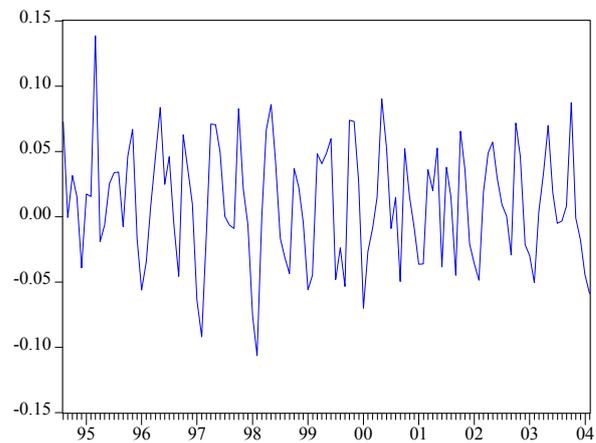
— LOGSELIC4189DIF



— LOGM11827DIF



— LOGIPCA433DIF



— LOGPIB4380DIF

FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 8- RESULTADO DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO JOHANSEN-JUSELIUS PARA O GRUPO TAXA DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL – JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004

Sample: 1994:08 2004:02					
Included observations: 69					
Test assumption: Linear deterministic trend in the data					
Series: LOGSELIC4189 LOGM11827 LOGIPCA433 LOGPIB4380					
Lags interval: 1 to 10					
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized	
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)	
0.531400	91.66978	62.99	70.05	None **	
0.305600	39.36739	42.44	48.45	At most 1	
0.148385	14.20259	25.32	30.45	At most 2	
0.044207	3.119765	12.25	16.26	At most 3	
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level					
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level					
Unnormalized Cointegrating Coefficients:					
LOGSELIC4189	LOGM11827	LOGIPCA433	LOGPIB4380	@TREND(94:08)	
2.110102	-3.578128	-0.882981	1.516595	0.052328	
-0.161571	6.205506	0.536293	-1.536910	-0.090805	
-1.203583	-1.280918	0.542593	0.478373	0.008732	
0.508555	-0.547173	0.106305	0.674782	0.014359	
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)					
LOGSELIC4189	LOGM11827	LOGIPCA433	LOGPIB4380	@TREND(94:08)	C
1.000000	-1.695714	-0.418454	0.718731	0.024799	- 16.96656
	(0.50558)	(0.03840)	(0.33615)	(0.00939)	
Log likelihood	423.7719				

FONTE: Dados da Pesquisa.

ANEXO 9 - ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS COM 10 DEFASAGENS, UM VETOR DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO AS VARIÁVEIS LOGARITMIZADAS DE JUROS, MOEDA, PREÇOS E PRODUTO EM NÍVEL - PERÍODO DE JULHO DE 1994 A FEVEREIRO DE 2004.

Sample(adjusted): 1995:06 2003:05	Included observations: 69			
Excluded observations: 27 after adjusting endpoints				
Standard errors & t-statistics in parentheses				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGSELIC4189(-1)	1.000000			
LOGM11827(-1)	-1.695714			
	(0.50558)			
	(-3.35402)			
LOGIPCA433(-1)	-0.418454			
	(0.03840)			
	(-10.8968)			
LOGPIB4380(-1)	0.718731			
	(0.33615)			
	(2.13813)			
@TREND(94:07)	0.024799			
	(0.00939)			
	(2.64095)			
C	-16.96656			
Error Correction:	D(LOGSELIC4189)	D(LOGM11827)	D(LOGIPCA433)	D(LOGPIB4380)
CointEq1	-0.402053	0.152669	-2.588180	0.132834
	(0.12932)	(0.09168)	(1.63060)	(0.05655)
	(-3.10890)	(1.66532)	(-1.58726)	(2.34891)
D(LOGSELIC4189(-1))	-0.351016	0.030450	0.346371	-0.032814
	(0.15803)	(0.11203)	(1.99261)	(0.06911)
	(-2.22114)	(0.27181)	(0.17383)	(-0.47483)
D(LOGSELIC4189(-2))	0.119140	0.083798	1.810818	-0.016408
	(0.14086)	(0.09985)	(1.77607)	(0.06160)
	(0.84581)	(0.83921)	(1.01957)	(-0.26639)
D(LOGSELIC4189(-3))	0.378541	0.106818	2.577843	-0.074024
	(0.12122)	(0.08593)	(1.52849)	(0.05301)
	(3.12264)	(1.24302)	(1.68653)	(-1.39641)
D(LOGSELIC4189(-4))	0.093607	-0.144294	1.060745	-0.027244
	(0.14146)	(0.10028)	(1.78367)	(0.06186)
	(0.66171)	(-1.43889)	(0.59470)	(-0.44042)
D(LOGSELIC4189(-5))	0.034219	0.043564	-0.147231	-0.101215
	(0.12572)	(0.08912)	(1.58518)	(0.05498)
	(0.27218)	(0.48882)	(-0.09288)	(-1.84108)
D(LOGSELIC4189(-6))	0.214867	-0.169715	0.967382	-0.067294
	(0.13365)	(0.09474)	(1.68514)	(0.05844)
	(1.60771)	(-1.79135)	(0.57407)	(-1.15145)
D(LOGSELIC4189(-7))	0.179557	-0.012806	3.046115	0.036785
	(0.14026)	(0.09943)	(1.76849)	(0.06133)
	(1.28018)	(-0.12879)	(1.72243)	(0.59976)
D(LOGSELIC4189(-8))	0.055350	0.014122	1.184233	-0.069934
	(0.14080)	(0.09981)	(1.77530)	(0.06157)
	(0.39311)	(0.14149)	(0.66706)	(-1.13586)
D(LOGSELIC4189(-9))	-0.024367	-0.085843	1.659590	-0.009206
	(0.11012)	(0.07806)	(1.38847)	(0.04815)
	(-0.22128)	(-1.09968)	(1.19527)	(-0.19117)
D(LOGSELIC4189(-10))	0.060843	-0.058198	1.190049	-0.037019
	(0.08753)	(0.06205)	(1.10367)	(0.03828)
	(0.69509)	(-0.93792)	(1.07826)	(-0.96715)

CONTINUA

CONTINUA

	D(LOGSELIC4189)	D(LOGM11827)	D(LOGIPCA433)	D(LOGPIB4380)
D(LOGM11827(-1))	-0.456089 (0.26916) (-1.69450)	0.120254 (0.19080) (0.63026)	-1.536379 (3.39375) (-0.45271)	0.021030 (0.11770) (0.17868)
D(LOGM11827(-2))	-0.235694 (0.22020) (-1.07038)	0.245255 (0.15609) (1.57120)	-1.572103 (2.77640) (-0.56624)	-0.041963 (0.09629) (-0.43580)
D(LOGM11827(-3))	-0.502388 (0.20530) (-2.44712)	-0.022542 (0.14553) (-0.15490)	-0.268585 (2.58854) (-0.10376)	0.129461 (0.08977) (1.44208)
D(LOGM11827(-4))	-0.585893 (0.19861) (-2.94995)	0.083976 (0.14079) (0.59645)	-0.537969 (2.50424) (-0.21482)	-0.053978 (0.08685) (-0.62150)
D(LOGM11827(-5))	-0.426537 (0.22673) (-1.88128)	-0.094712 (0.16072) (-0.58929)	-3.748746 (2.85875) (-1.31133)	0.152750 (0.09914) (1.54068)
D(LOGM11827(-6))	0.041351 (0.20563) (0.20110)	0.224922 (0.14577) (1.54303)	-2.549639 (2.59272) (-0.98339)	-0.045432 (0.08992) (-0.50525)
D(LOGM11827(-7))	-0.021761 (0.16329) (-0.13326)	-0.455017 (0.11575) (-3.93090)	1.734896 (2.05889) (0.84264)	0.021767 (0.07140) (0.30484)
D(LOGM11827(-8))	-0.194570 (0.19064) (-1.02060)	-0.341691 (0.13514) (-2.52835)	3.196738 (2.40378) (1.32988)	0.056970 (0.08337) (0.68337)
D(LOGM11827(-9))	-0.021132 (0.20638) (-0.10239)	-0.072977 (0.14630) (-0.49882)	-1.569439 (2.60219) (-0.60312)	-0.248205 (0.09025) (-2.75028)
D(LOGM11827(-10))	0.019147 (0.22361) (0.08562)	0.030591 (0.15852) (0.19298)	3.273636 (2.81950) (1.16107)	0.065543 (0.09778) (0.67028)
D(LOGIPCA433(-1))	-0.145366 (0.05353) (-2.71575)	0.070702 (0.03794) (1.86331)	-1.501560 (0.67491) (-2.22484)	0.053778 (0.02341) (2.29755)
D(LOGIPCA433(-2))	-0.114881 (0.05207) (-2.20634)	0.061787 (0.03691) (1.67397)	-1.639972 (0.65652) (-2.49798)	0.056882 (0.02277) (2.49825)
D(LOGIPCA433(-3))	-0.112880 (0.04659) (-2.42260)	0.041258 (0.03303) (1.24911)	-1.313481 (0.58750) (-2.23571)	0.042524 (0.02038) (2.08703)
D(LOGIPCA433(-4))	-0.080003 (0.04083) (-1.95936)	0.031765 (0.02894) (1.09746)	-1.255144 (0.51483) (-2.43799)	0.040005 (0.01785) (2.24056)
D(LOGIPCA433(-5))	-0.079292 (0.03447) (-2.30027)	0.020993 (0.02444) (0.85912)	-0.905534 (0.43463) (-2.08346)	0.028115 (0.01507) (1.86519)
D(LOGIPCA433(-6))	-0.068166 (0.03185) (-2.13990)	0.001274 (0.02258) (0.05641)	-0.913125 (0.40165) (-2.27344)	0.024199 (0.01393) (1.73720)
D(LOGIPCA433(-7))	-0.056485 (0.02749) (-2.05473)	-0.008725 (0.01949) (-0.44774)	-0.839911 (0.34662) (-2.42314)	0.019503 (0.01202) (1.62235)
D(LOGIPCA433(-8))	-0.034441 (0.02381)	0.017709 (0.01688)	-0.494953 (0.30024)	0.009688 (0.01041)

CONTINUA

CONTINUA

	D(LOGSELIC4189)	D(LOGM11827)	D(LOGIPCA433)	D(LOGPIB4380)
D(LOGIPCA433(-9))	-0.014459 (0.01783) (-0.81074)	-0.002439 (0.01264) (-0.19295)	-0.422487 (0.22487) (-1.87881)	0.008327 (0.00780) (1.06776)
D(LOGIPCA433(-10))	-0.010559 (0.01486) (-0.71073)	-0.006734 (0.01053) (-0.63941)	-0.290582 (0.18732) (-1.55128)	-0.001823 (0.00650) (-0.28065)
D(LOGPIB4380(-1))	0.641788 (0.45006) (1.42599)	0.036590 (0.31904) (0.11469)	9.629792 (5.67473) (1.69696)	-0.006615 (0.19681) (-0.03361)
D(LOGPIB4380(-2))	0.232778 (0.36508) (0.63762)	0.321046 (0.25880) (1.24053)	3.128271 (4.60315) (0.67959)	-0.439971 (0.15964) (-2.75597)
D(LOGPIB4380(-3))	0.273561 (0.38645) (0.70789)	-1.037286 (0.27395) (-3.78646)	2.836031 (4.87261) (0.58204)	-0.430312 (0.16899) (-2.54640)
D(LOGPIB4380(-4))	1.029302 (0.43592) (2.36119)	0.078506 (0.30902) (0.25405)	5.412252 (5.49646) (0.98468)	-0.626176 (0.19062) (-3.28488)
D(LOGPIB4380(-5))	1.074278 (0.50815) (2.11410)	-0.202489 (0.36022) (-0.56213)	7.558117 (6.40712) (1.17964)	-0.369348 (0.22221) (-1.66218)
D(LOGPIB4380(-6))	0.553006 (0.51618) (1.07134)	-0.442731 (0.36591) (-1.20993)	9.747624 (6.50842) (1.49769)	-0.303610 (0.22572) (-1.34507)
D(LOGPIB4380(-7))	0.503653 (0.46867) (1.07465)	-0.247947 (0.33223) (-0.74631)	4.289841 (5.90931) (0.72595)	-0.579126 (0.20494) (-2.82580)
D(LOGPIB4380(-8))	0.626908 (0.43581) (1.43848)	0.036538 (0.30894) (0.11827)	11.89157 (5.49507) (2.16404)	-0.255293 (0.19058) (-1.33959)
D(LOGPIB4380(-9))	0.330022 (0.35849) (0.92058)	0.362711 (0.25413) (1.42726)	3.525712 (4.52017) (0.78000)	-0.345932 (0.15676) (-2.20669)
D(LOGPIB4380(-10))	-0.235444 (0.38415) (-0.61290)	-0.681809 (0.27232) (-2.50372)	5.153335 (4.84365) (1.06394)	-0.168865 (0.16798) (-1.00524)
C	-0.012492 (0.02989) (-0.41795)	0.037218 (0.02119) (1.75655)	-0.499841 (0.37687) (-1.32631)	0.044195 (0.01307) (3.38140)
R-squared	0.717050	0.873118	0.705386	0.844783
Adj. R-squared	0.287385	0.680445	0.258008	0.609082
Sum sq. resids	0.101416	0.050964	16.12322	0.019393
S.E. equation	0.061288	0.043446	0.772759	0.026800
F-statistic	1.668860	4.531615	1.576712	3.584136
Log likelihood	127.1239	150.8642	-47.74908	184.1983
Akaike AIC	-2.467359	-3.155483	2.601423	-4.121691
Schwarz SC	-1.107468	-1.795593	3.961313	-2.761800
Mean dependent	-0.012100	0.019465	-0.045862	0.011706
S.D. dependent	0.072601	0.076856	0.897107	0.042864
Determinant Residual Covariance		5.44E-11		
Log Likelihood		423.7719		
Akaike Information Criteria		-7.268751		
Schwarz Criteria		-1.667295		

FONTE: Dados da Pesquisa.

LUCIANO LUIZ MANARIN D'AGOSTINI

MONISMO VERSUS NÃO MONISMO NO BRASIL (1994-2002):  
UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA POR VETORES AUTO-  
REGRESSIVOS COM RESTRIÇÃO

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

CURITIBA  
NOVEMBRO DE 2004