

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Departamento de Pós-Graduação em Economia

***A Neutralidade Monetária de Longo Prazo no Brasil:
Uma Análise Simulatória Utilizando Índices de
Agregados Monetários***

Guilherme de Oliveira Lima Cagliari Marques

*Trabalho de dissertação
apresentado no Instituto de
Pesquisas Econômicas da
Universidade de São Paulo*

Orientador: Profa. Dra. Fabiana Rocha

***São Paulo
2003***

Marques, Guilherme de Oliveira Lima Cagliari

A Neutralidade Monetária de Longo Prazo no Brasil: Uma Análise Simulatória Utilizando Índices de Agregados Monetários / Guilherme de Oliveira Lima Cagliari Marques. – São Paulo, 2003.

Dissertação (Mestrado) – Instituto de Pesquisas Econômicas --
Universidade de São Paulo, 2003.

Orientador: Profª. Dra. Fabiana Rocha

1. Política Monetária 2. Neutralidade da Moeda 3. Índices de Agregados Monetários

Prof. Dr. Adolpho Jose Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Profa. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

José Paulo Zeetano Chahad
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Departamento de Pós-Graduação em Economia

Folha de Aprovação

Membros da Comissão Julgadora da Dissertação de Mestrado de Economia,
apresentada ao Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo em
____/____/____.

Comissão Julgadora:

(Assinatura)

(Nome / Instituição)

(Assinatura)

(Nome / Instituição)

(Assinatura)

(Nome / Instituição)

A aquele que foi a pessoa mais importante em minha formação moral. Todas as palavras não são suficientes para agradecer os ensinamentos de meu avô, Hygino Baptista de Lima.

(In Memoriam)

Agradecimentos

- ❖ A toda minha família, principalmente a minha mãe, Marilena de Lima, pelo apoio oferecido.
- ❖ À Kelly Leocádio Pinto pelo incentivo, dedicação e paciência durante todo o tempo de nosso convívio.
- ❖ À mestra, Profa. Dra. Fabiana Rocha, pela sua notável capacidade de orientação.
- ❖ À Profa. Dra. Vera Lúcia Fava, pela sua grande ajuda prestada em diversas oportunidades.
- ❖ Ao Prof. Dr. Gilberto Tadeu de Lima, pelas conversas e ensinamentos que me motivaram ao estudo do tema deste trabalho.
- ❖ Enfim, a todos que, direta ou indiretamente, colaboraram para a realização deste trabalho, os meus sinceros agradecimentos.

Índice

<i>Lista de Figuras</i>	<i>i</i>
<i>Lista de Tabelas</i>	<i>iii</i>
<i>Lista de Abreviaturas e Símbolos</i>	<i>iv</i>
<i>Resumo</i>	<i>v</i>
<i>Abstract</i>	<i>v</i>
1. Introdução à Teoria da Neutralidade da Moeda: Historiografia e Abordagem à Dimensão Temporal	1
2. Aspectos Relacionados com a Política Monetária: A Agregação Monetária	10
2.1. Os Agregados Monetários Tradicionais	10
2.2. A Credibilidade Econômica dos Meios de Pagamentos Tradicionais e a Política Monetária: Uma Introdução à Teoria da Agregação Monetária	14
2.3. Os Microfundamentos da Agregação Monetária	20
2.4. Índices de Agregados Monetários	28
2.4.1. Introdução	28
2.4.2. O Índice Divisia	30
2.4.3. O Índice de Fisher	34
2.4.4. O Índice Currency Equivalent	36
2.5. Apresentação dos Índices de Agregados Monetários para o Caso Brasileiro	43
2.6. Conclusões Preliminares sobre os Índices de Agregados Monetários	52
3. A Neutralidade e Superneutralidade de Longo Prazo da Moeda	55
3.1. Conceituação Formal da Neutralidade e Superneutralidade de Longo Prazo da Moeda	56
3.2. As Diferentes Metodologias de Avaliação: Um Apanhado sobre os Principais Trabalhos Realizados no País e no Exterior	60

4. Avaliação da Neutralidade Monetária de Longo Prazo no Brasil	66
4.1. Apresentação do Modelo	66
4.2. Apresentação dos Resultados	74
5. Conclusões do Trabalho e Comentários Finais	84
6. Anexos	88
7. Figuras	90
8. Tabelas	98
9. Apêndice	102
10. Bibliografia	110

Figuras

Figura 2.1 – Gráfico do Meio de Pagamento M2 e do Índice Divisia Törqvist-Theil M2	46
Figura 2.2 – Gráfico do Meio de Pagamento M3 e do Índice Divisia Törqvist-Theil M3	46
Figura 2.3 – Gráfico do Meio de Pagamento M4 e do Índice Divisia Törqvist-Theil M4	47
Figura 2.4 – Gráfico do Meio de Pagamento M1 e dos Índices Divisia Törqvist-Theil M2, M3 e M4	48
Figura 2.5 – Gráfico dos Meios de Pagamento M1 e M4 e do Índice Divisia Törqvist-Theil M4	48
Figura 2.6 – Gráfico do Meio de Pagamento M3 e dos Índices Fisher M3 e Divisia Törqvist-Theil M3	49
Figura 2.7 – Gráfico do Meio de Pagamento M4 e dos Índices Fisher M4 e Divisia Törqvist-Theil M4	49
Figura 2.8 – Gráfico do Agregado Monetário Currency Equivalent M2	50
Figura 2.9 – Gráfico dos Meios de Pagamento M1 e M3 e do Índice Currency Equivalent M3	51
Figura 2.10 – Gráfico do Agregado Monetário Currency Equivalent M4	52
Figura 4.1.1 – Gráfico do Índice da Produção Industrial Brasileira – Série Original e Dessazonalizada (Base 1991=100)	67
Figura 4.2.1 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M1 e M1-X12	77
Figura 4.2.2 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M2, Divisia Törqvist-Theil M2, Fisher Ideal M2 e Currency Equivalent M2	78

Figura 4.2.3 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M2-X12, Divisia Törqvist-Theil M2-X12, Fisher Ideal M2-X12 e <i>Currency Equivalent</i> M2-X12	79
Figura 4.2.4 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M3, Divisia Törqvist-Theil M3, Fisher Ideal M3 e <i>Currency Equivalent</i> M3	80
Figura 4.2.5 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M3-X12, Divisia Törqvist-Theil M3-X12, Fisher Ideal M3-X12 e <i>Currency Equivalent</i> M3-X12	81
Figura 4.2.6 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M4, Divisia Törqvist-Theil M4, Fisher Ideal M4 e <i>Currency Equivalent</i> M4	82
Figura 4.2.7 – Gráficos dos Testes da Neutralidade de Longo Prazo da Moeda Utilizando os Agregados Monetários M4-X12, Divisia Törqvist-Theil M4-X12, Fisher Ideal M4-X12 e <i>Currency Equivalent</i> M4-X12	83
Figura AI – Gráficos das Estatísticas Descritivas das Séries do Produto Industrial e dos Agregados Monetários (Série, Normalidade e Correlograma) no Nível e em Primeiras Diferenças	91
Figura AII – Gráficos dos Resíduos dos Modelos VAR Irrestritos Sob o Intervalo de Confiança de Três Desvios Padrões Amostrais: Identificação dos Outliers	95

Lista de Tabelas

Tabela 4.1.1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária: Variáveis Originais	68
Tabela 4.1.2 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária: Variáveis Dessazonalizadas	68
Tabela 4.1.3 – Resultados dos Testes de Cointegração pela Metodologia de Johansen: Variáveis Originais	72
Tabela 4.1.4 – Resultados dos Testes de Cointegração pela Metodologia de Johansen: Variáveis Dessazonalizadas	72
Tabela A.I – Tabelas das Estatísticas Descritivas das Variáveis no Nível e em Primeiras Diferenças: Séries Originais	98
Tabela A.II – Tabelas das Estatísticas Descritivas das Variáveis no Nível e em Primeiras Diferenças: Séries Dessazonalizadas	99
Tabela A.III – Resultados dos Testes de Cointegração pela Metodologia de Engle-Granger: Variáveis Originais e Dessazonalizadas	100
Tabela A.IV – Resultados dos Testes de Cointegração pela Metodologia de Johansen Sem a Inclusão de Dummies: Variáveis Originais	101
Tabela A.V – Resultados dos Testes de Cointegração pela Metodologia de Johansen Sem a Inclusão de Dummies: Variáveis Dessazonalizadas	101

Lista de Abreviaturas ou Siglas

ADF – Teste Dickey Fuller Aumentado

CE – *Currency Equivalent*

DP – Teste Dickey Pantula

GMM – Método de Momentos Generalizados

IAM – Índice de Agregados Monetários

KPSS – Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin

M(I) – Agregado Monetário com Ordem de Agregação (*I*)

M(I)^{SS} – Agregado Monetário Tradicional (Simple Soma)

M(I)^{DTT} – Agregado Monetário Divisia Törqvist-Theil

M(I)^F – Agregado Monetário Fisher Ideal

M(I)^{CE} – Agregado Monetário *Currency Equivalent*

OLS – Método de Mínimos Quadrados Ordinários

PP – Teste Phillips-Perron

X12 – Filtro Sazonal Census X-12

Resumo

Este trabalho de dissertação apóia-se em duas frentes de pesquisa inter-relacionadas num escopo maior: o de buscar indícios sobre a hipótese clássica da neutralidade monetária de longo prazo no Brasil, no período compreendido entre janeiro de 1970 e dezembro de 2002. A primeira frente de pesquisa foi direcionada ao estudo das variáveis monetárias agregadas a serem utilizadas na segunda frente. Foram revistas as variáveis monetárias tradicionais e proposta uma abordagem diferenciada de agregação monetária, economicamente fundamentada, consubstanciada no cálculo de três índices de agregados monetários: o Índice Divisia Törqvist-Theil, o Índice Fisher Ideal e o Agregado *Currency Equivalent*. A segunda frente deteve-se à aplicação do instrumental econométrico proposto por King & Watson (1997) e na análise da neutralidade e superneutralidade de longo prazo da moeda pela conceituação de Fisher & Seater (1993). Os resultados revelam que é possível encontrar evidências que indicam a neutralidade da moeda no período analisado.

Abstract

The purpose of this dissertation is to search for empirical evidence on the classical hypothesis of long run monetary neutrality in Brazil during the period January 1970 – December 2002. The work leans on two different fronts of research. The first are studies of the monetary aggregates variables that will be used in the second front. The monetary variables were reviewed and it is proposed a different aggregation monetary approach than the traditional method. Three classes of monetary aggregates are estimated: the Divisia Törqvist-Theil Index, the Fisher Ideal Index and the Currency Equivalent Aggregate. The second front applies the advanced econometric techniques proposed by King & Watson (1997) and analyzes the long run neutrality and superneutrality based on concepts proposed by Fisher & Seater (1993) to Brazilian data. It is shown that is possible to find evidence that money is neutral during the period of analysis.

1. Introdução à Teoria da Neutralidade da Moeda: Historiografia e Abordagem à Dimensão Temporal

A neutralidade da moeda nasce da concepção teórica da Economia Clássica. A denominação “Teoria Econômica Clássica” não é uma referência a apenas uma obra ou autor específico de determinada linha de pensamento. A Economia Clássica, mais do que isso, representa uma época, uma tradição, cujo produto intelectual resultante da junção de diversos autores isolados resume-se na Teoria Quantitativa da Moeda. O inglês David Hume, por exemplo, foi um dos precursores da moderna teoria monetária com sua obra “*Of Money and Of Interest*”. Em 1752, embora desprovido do rigor de uma metodologia científica apurada, este autor lançou as bases da Teoria Quantitativa da Moeda ao expor sua impressão sobre a irrelevância da variação no estoque de moeda sobre a atividade comercial e manufatureira, ou em termos atuais, sobre o nível da atividade econômica. A Teoria Quantitativa da Moeda é um arcabouço teórico que segue as regras de um mundo econômico regido pela Lei de Say. A neutralidade monetária surge como consequência teórica do pressuposto que é do lado da oferta que se determina o nível de produção na economia. A perfeita atuação dos mecanismos de mercado e a capacidade de racionalizar as expectativas dos agentes econômicos criam os canais necessários que possibilitam a resposta imediata dos preços a qualquer variação na oferta monetária. A resposta dos preços aos aumentos no estoque de moeda não permite sua contrapartida nos saldos monetários reais, mantendo o nível da atividade econômica inalterado, representado pela curva de oferta agregada verticalmente inclinada e fixa no pleno emprego. A questão chave que envolve a oferta de moeda no modelo clássico é que a taxa de

juros é entendida como variável nominal na economia. Somente as variáveis reais, como capital, trabalho e nível tecnológico têm o poder na determinação do produto. A taxa de juros relevante nesta economia é a taxa de juros real, determinada pelas preferências dos agentes sobre a liquidez e pela produtividade marginal do capital. O nível de produto e emprego independem das variáveis nominais, ou monetárias, de maneira que a curva de oferta agregada é inelástica em relação ao nível de preços. Desta forma, a política monetária no modelo clássico é ineficaz na determinação do produto. A Teoria Quantitativa da Moeda, portanto, formaliza a neutralidade monetária de longo prazo como uma elevação proporcional nos preços como efeito de uma elevação no estoque de moeda em que todas as variáveis reais, embora somente após algum período de transição, retornam aos seus valores originais e permanecerão estáveis até o surgimento de um novo distúrbio monetário. A Teoria Econômica Clássica encerra uma profecia determinista do nível da atividade econômica em direção ao pleno emprego após o período de ajustamento. A total flexibilidade dos preços e salários determina o poder auto-regulador do mercado e atua como um mecanismo que garante o equilíbrio a pleno emprego.

Em 1936, John Maynard Keynes publicou sua *“Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda”* que, para muitos, representou um novo paradigma teórico para a macroeconomia. Os fundamentos da crítica à neutralidade monetária nascem junto à teoria keynesiana com a criação do pressuposto da existência de determinada rigidez nos preços e salários na economia. A passagem do paradigma teórico do nível de produção determinado pelas condições de oferta na economia para aquilo que Keynes, em 1936, chamou de demanda efetiva, representa um dos principais marcos da macroeconomia contemporânea. O caráter determinista da escola clássica

começava, então, a ser questionado pela teoria keynesiana que postulava que a trajetória do produto, por meio de políticas fiscais expansionistas, poderia ser alterada nos períodos de recessão econômica. Keynes deslocou o foco de longo prazo da economia clássica, dado à lentidão no processo de ajustamento do produto ao seu nível natural¹. Esta é a causa da diferenciação latente entre a curva de oferta agregada keynesiana e a clássica. Ao contrário do modelo clássico, que considera preços e salários plenamente flexíveis, o modelo keynesiano, ao instituir o pressuposto da sua imperfeita flexibilidade, lançou as premissas teóricas que, mais tarde, desencadearam-se no estereótipo da curva de oferta agregada positivamente inclinada. A ascendência angular é o reflexo da teoria que postula que os efeitos dos deslocamentos da curva de demanda agregada, gerados por choques exógenos, são variações tanto no nível de preços como no nível da produção interna. Pela seqüência lógica da principal vertente keynesiana², formalizada por John Hicks e Alvin Hansen no final na década de 30, uma elevação na oferta monetária, com um subsequente aumento em menor proporção no nível geral de preços, eleva o estoque de saldos reais na economia que será refletido num deslocamento da demanda agregada. Para uma dada propensão a consumir constante no período, o aumento do consumo aquece a atividade produtiva e, portanto, eleva a renda da economia. Contudo, apesar de Keynes ter formulado os “macrofundamentos” que serviram de alicerce teórico para a comprovação da não neutralidade da moeda no curto prazo e, portanto, da efetividade da política monetária, este autor negou veementemente sua eficácia como instrumento de política econômica.

¹ É desta transferência de enfoque que surge a sua mais célebre frase: “no longo prazo, estaremos todos mortos”.

² Primeira versão do modelo IS-LM

A dicotomia intelectual entre as duas linhas de pensamento, clássica e keynesiana, segundo Blanchard (1997), não gerou uma bipolarização teórica incomunicável. Ao contrário, deu origem a um ambiente propício ao amplo debate e significativo avanço na área econômica. A este esforço conciliatório do novo e do velho paradigma costumou-se chamar de “Síntese Neoclássica”. A Síntese Neoclássica pode ser entendida por um conjunto de concepções do pensamento econômico pós-clássico e keynesiano, que buscava a agregação de elementos destas duas principais escolas, e outras, em um novo paradigma teórico. A heterogeneidade dentro da Síntese Neoclássica resultou numa fase de intensa discussão teórica que ajudou a distinguir vertentes internas. Apesar destas vertentes não estarem centradas unicamente em um dos arcabouços teóricos, diga-se keynesiano ou clássico, o número e a qualidade das novas teorias e publicações científicas na área macroeconômica foram tão intensos que o período, entre meados da década de 60 e 70, é por vezes chamado de “a era de ouro da macroeconomia”. Entre essas vertentes, uma que obteve grande destaque foi a chamada Escola Monetarista, representada por seu membro mais expoente Milton Friedman. A partir de um trabalho deste autor junto com Anna Schwartz, intitulado *“A Monetary History of the United States: 1867-1960”* que a questão da não neutralidade da moeda ganha corpo e começa a permear o foco das discussões acadêmicas. A importância do tema é dada pela amplitude que a programação de política econômica ganha com o reconhecimento da efetividade da política monetária sobre o nível da atividade econômica. Durante a década de sessenta, uma das discussões mais acirradas ocorreu entre os monetaristas e keynesianos no tocante à importância da política monetária *versus* política fiscal como mola propulsora do crescimento econômico. O ceticismo

keynesiano quanto ao poder da política monetária sobre o nível da economia sempre foi ponto de divergência entre as duas escolas. Em termos do modelo IS-LM, a descrença keynesiana baseia-se numa visualização da curva IS extremamente inclinada, de forma que variações nas taxas de juros teriam pouco impacto sobre a demanda e sobre o produto. Segundo esta vertente, somente a política fiscal, que afeta diretamente a demanda, possui efeitos significativos sobre o produto.

O atual estágio de desenvolvimento da teoria que trata da neutralidade monetária apóia-se na dimensão temporal sob a qual agem os mecanismos de ajustamento do mercado. O consenso baseado no período do processo de ajustamento da economia indica a solução natural para a divergência entre clássicos e keynesianos. Economistas denominados novos clássicos continuam procurando explicações para manutenção da hipótese de total flexibilidade de preços e salários na economia, enquanto os novos keynesianos procuram-nas para a rigidez. Entre os novos clássicos, Edward Prescott possui reconhecimento pela teoria denominada como modelo dos ciclos econômicos reais, em que as flutuações do produto são explicadas como resultantes do progresso tecnológico. A vertente dos novos keynesianos é formada por diversas linhas de pesquisa. Entre elas, destaca-se a teoria dos salários de eficiência de George Akerlof, a teoria das imperfeições no mercado de crédito de Ben Bernanke e a teoria dos custos de menu de Akerlof e Gregory Mankiw. O poder real da política monetária sobre o nível da atividade econômica que persiste durante certo período de tempo é ponto pacífico pela crítica econômica³. Sob um caráter normativo para a política monetária, a questão central tornou-se identificar quais são os canais de transmissão dos efeitos da política monetária sobre o produto e suas respectivas elasticidades. O legado deixado por Friedman é claro em

³ Walsh (1998) fornece diversos exemplos de pesquisas que mostram esse resultado.

relação ao segundo aspecto: apesar da comprovada influência da política monetária sobre o produto, sua calibragem em termos de uma sintonia fina é pouco provável de ser alcançada⁴. É preferível, segundo o autor, a manutenção de uma política monetária expansionista tímida, porém contínua no tempo, que tende a reduzir a ocorrência de desvios abruptos do nível da atividade econômica, como aqueles ocorridos na primeira metade do século vinte. A identificação dos canais de transmissão da política monetária sobre a economia em uma teoria capaz de conciliar a hipótese de curto prazo com a de longo prazo é buscada por duas vertentes que se distinguem pela hipótese assumida em relação à forma como os preços se ajustam na economia. Friedman e Lucas, por um lado, mantêm em seus arcabouços teóricos a hipótese clássica da perfeita flexibilidade de preços e salários e buscam explicar o poder da política monetária sobre o nível econômico no curto prazo em termos de assimetria informacional. Friedman (1968) afirma que a incapacidade dos trabalhadores de formarem percepções exatas sobre seus salários reais gera uma extrapolação temporária da oferta de trabalho ao seu nível de equilíbrio. Com o passar do tempo, à medida que as informações vão se tornando precisas, os trabalhadores vão ajustando suas ofertas de trabalho ao nível adequado. No início da década de 70, Robert Lucas, crítico da teoria keynesiana, retoma a teoria de Hume com uma interpretação condizente com a hipótese da racionalidade dos indivíduos com o intuito de responder à seguinte questão: sobre quais pressupostos e para quais tipos de mudanças pode-se esperar que as variações monetárias sejam neutras⁵? O pressuposto de que os agentes econômicos agem racionalmente e formam expectativas o quanto melhores condicionadas às informações que lhes são

⁴ Friedman (1977)

⁵ Lucas (1972)

disponíveis, revigorou a hipótese clássica da moeda neutra. A antecipação pelos agentes do comportamento da oferta monetária baseada em seu histórico recente neutraliza seus efeitos sobre o nível da atividade e produto. A efetividade da política monetária, pela visão de Lucas, é condicionada pela capacidade do governo de mascarar suas pretensões de política monetária discricionária. Logo, o poder da política monetária depende da imprevisibilidade pelos agentes de sua ocorrência e magnitude. A teoria postulada por Lucas põe em descrédito a solução apontada por Friedman de uma política contínua de expansão monetária suave ao longo do tempo. A retomada da hipótese clássica por Lucas gerou uma grande onda de pesquisas empíricas que tentam afirmar ou negar sua validade. A segunda vertente, que se contrapõe a esses autores, singulariza o enfoque de modelos sustentados por princípios “neokeynesianos”. Nestes modelos⁶, o canal de transmissão é percebido na hipótese de rigidez temporária de preços e salários em um ambiente de competição monopolística. Sob tal hipótese, a quantidade nominal de moeda pode afetar o equilíbrio econômico de dois modos. No primeiro caso, um aumento na taxa de variação monetária altera a taxa de inflação, deslocando as expectativas correntes de inflação que afetam o custo de oportunidade de manter moeda. A elevação do custo de manter ativos monetários provoca efeitos sobre as decisões de alocação entre trabalho e lazer e entre reter moeda ou bens. No segundo caso, os ativos monetários aparecem como balanços monetários reais nas funções de utilidade dos indivíduos bem como em suas restrições orçamentárias. Portanto, um aumento na oferta nominal de moeda com flexibilidade perfeita de preços não terá efeito sobre a oferta real de moeda, enquanto que sob a hipótese de rigidez de preços ela a afetará diretamente, deslocando a economia de seu atual equilíbrio. Por esta perspectiva, Friedman, ao

⁶ Walsh (1998)

constatar a relação causal entre a variação na oferta monetária com as variações no nível de preços e do produto, evidenciou simultaneamente o pressuposto keynesiano e a ascendência angular da curva de oferta agregada nos Estados Unidos no período estudado. Esta relação torna-se possível somente se houver um determinado grau de rigidez nos preços da economia como pregado por Keynes. Atualmente, a hipótese da existência da rigidez de preços e salários no curto prazo possui maior credibilidade entre os economistas devido à comprovação da existência de ineficiência nos mecanismos de ajuste de mercado, tal como a causada pela rigidez institucional que regulamenta preços e salários na economia contemporânea.

A questão da moeda passiva ou ativa parece ter alcançado um lugar de consenso na teoria econômica da atualidade. É praticamente irrefutável a influência da moeda sobre o produto na economia no curto prazo, cujo efeito, em termos de amplitude e permanência, varia entre as diferentes economias. Com base neste poder real da política monetária sobre a atividade econômica, os governos da atualidade efetuam suas políticas econômicas discricionárias. Por outro lado, a argumentação clássica em relação à livre mobilidade de preços e salários e da existência de um nível natural de produto, todos, alcançados no longo prazo, é muito forte e ainda discutida. É da criação de um “meio termo” desta bipolarização acerca da neutralidade da moeda que, atualmente, os principais livros texto de macroeconomia descrevem a curva de oferta agregada condicionada ao período de tempo envolvido. No curto e médio prazo, os modelos utilizados para representar as relações macroeconômicas são basicamente os modelos IS-LM tradicionais, enquanto que no longo prazo, é utilizado um modelo mais próximo ao modelo clássico, em que a oferta agregada é retratada verticalmente e, portanto, revelando uma moeda

puramente passiva. Contudo, como todas as teorias que se baseiam no longo prazo são de difícil comprovação empírica, o pressuposto da neutralidade da moeda no longo prazo é ainda uma incógnita a ser desvendada. Muita discussão em torno dessa questão tem surgido ao longo dos anos, principalmente a partir da década de 70, quando os modelos econométricos de séries temporais passaram a revolucionar a macroeconomia. A motivação deste trabalho de dissertação surge justamente da falta de uma comprovação empírica formal da neutralidade da moeda no longo prazo no Brasil utilizando-se das mais recentes técnicas econométricas disponíveis. Com este intuito, é proposta uma discussão introdutória sobre as propriedades econômicas de diferentes variáveis monetárias agregadas, visando identificar quais delas possuem a melhor qualificação para a análise da neutralidade. Em seguida, no terceiro capítulo, serão formalizados os conceitos teóricos sobre os quais apóiam-se os testes empíricos sobre a neutralidade monetária de longo prazo abordados no quarto capítulo. O quinto e último capítulo será ocupado com a parte conclusiva do trabalho.

2. Aspectos Relacionados com a Política Monetária: A Agregação Monetária

2.1 Os Agregados Monetários Tradicionais

Os agregados monetários são medidas que retratam valor nominal do estoque de um conjunto de determinados ativos monetários e financeiros existentes na economia em um período de tempo. Geralmente, trabalhos que envolvem estes agregados na busca de uma provável relação com outras variáveis econômicas, atribuem-lhes a denominação “moeda”. Será visto mais adiante que, devido à heterogeneidade destes ativos monetários e financeiros, a simplificação hipotética atribuída pela denominação moeda, consubstanciada pela forma de agregação tradicional sem diferentes ponderações, impõe perda de eficiência sobre os critérios econômicos em sua mensuração. Antes de explorar mais a fundo esta questão, torna-se necessária uma breve descrição dos agregados monetários tradicionais que são freqüentemente mencionados neste trabalho.

Os agregados monetários compreendem os chamados Meios de Pagamento que, de acordo com as normas internacionais definidas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), são denominados por M1, M2, M3 e M4. Os ativos com liquidez imediata, segundo a classificação adotada pelo Banco Central do Brasil, são o Papel-moeda em Poder do Público e os Depósitos à Vista. O primeiro representa os encaixes monetários mantidos pelos indivíduos e cujo montante é obtido pela diferença contábil entre a quantidade de Papel-moeda Emitido pelo Banco Central e as disponibilidades de caixa do sistema bancário. Os Depósitos à Vista são os

encaixes monetários mantidos pelos agentes econômicos junto às instituições financeiras bancárias. Mais especificamente, são os encaixes captados pelos bancos criadores de moeda e transacionáveis por meio de cheques. Pela definição do Banco Central do Brasil, as instituições financeiras bancárias compreendem os bancos comerciais, os bancos múltiplos e as caixas econômicas, excluindo as cooperativas de créditos por motivos técnicos e pela sua pequena escala de operação. Os ativos financeiros que compõem os meios de pagamento são os Fundos de Aplicação Financeira, Fundos de Renda Fixa de Curto Prazo, Fundos de Investimento Financeiro de Curto Prazo, Depósitos Especiais Remunerados, Títulos Públicos da União, Estados e Municípios, Depósitos de Poupança e pelos Títulos Privados. Os Títulos Públicos Federais são compostos pelo total de títulos emitidos pelo Tesouro Nacional e pelo Banco Central do Brasil, com exceção dos estoques destes títulos mantidos em carteira do Banco Central, do sistema financeiro e nos fundos de aplicação. Os Títulos Estaduais e Municipais são compreendidos pelo volume total de sua emissão, excluindo aqueles títulos mantidos em poder das autoridades emissoras e pelas instituições do sistema financeiro. O componente Títulos Privados é formado pelos Depósitos a Prazo, Letras de Câmbio, Letras Imobiliárias e Letras Hipotecárias, excluindo-se o montante mantido em carteira nas instituições do sistema financeiro e nos fundos mútuos. Os Depósitos a Prazo englobam ativos classificados como Certificados de Depósito Bancários (CDB) e Recibos de Depósitos Bancários (RDB). Estes títulos são instrumentos de captação de recursos pelo sistema bancário e são repassados aos seus clientes sob a forma de empréstimos. As Letras de Câmbio (LC) também são instrumentos de captação de recursos, porém são específicos para as Sociedades de Crédito, de Financiamento e de Investimento.

Sua especificidade está na sua característica de serem sempre lastreadas por uma transação comercial e são títulos destinados ao financiamento do crédito ao consumidor final. As Letras Imobiliárias são títulos de crédito emitidos especificamente pelas Sociedades de Crédito Imobiliário e pelos Bancos Múltiplos que detêm a carteira imobiliária. As Letras Hipotecárias são títulos lastreados exclusivamente por uma hipoteca, emitidos por instituições financeiras com carteira de crédito imobiliário.

Os meios de pagamento M1, M2, M3, e M4 foram concebidos em ordem decrescente de liquidez. Existem, atualmente, duas regras de composição destes agregados. A primeira, tradicionalmente conhecida, e que será utilizada neste trabalho, sofreu modificações em setembro de 2001. Em sua estrutura, o M1, como descrito acima, é composto pelos ativos monetários que possuem liquidez imediata e que não rendem juros aos seus detentores. O agregado M2 compreende, além dos ativos do M1, os ativos financeiros denominados Fundos de Aplicação Financeira, Fundos de Renda Fixa de Curto Prazo, Fundos de Investimento Financeiro de Curto Prazo, Depósitos Especiais Remunerados, Títulos Públicos da União, Estados e Municípios. O meio de pagamento M3 compõe-se pela estrutura do M2 adicionando os Depósitos em Poupança e o agregado M4 soma ao agregado M3 os Títulos Privados descritos acima. O novo conceito diferencia-se do primeiro a partir do agregado M2, ou seja, foram alteradas as composições envolvendo os ativos financeiros individuais dos agregados. Nesta nova conceituação, o agregado M2 passa a ser formado pela soma dos Depósitos em Poupança e dos Títulos Privados com os ativos do agregado M1. O M3 passou a incorporar dois novos subgrupos de ativos financeiros denominados Quotas de Fundos de Renda Fixa e Operações

Compromissadas com Títulos Federais, em substituição aos Depósitos em Poupança que foram deslocados para o M2. O primeiro subgrupo exclui os lastros em títulos emitidos primariamente pelas instituições financeiras e o segundo considera apenas as aplicações do setor não financeiro neste tipo de operação. O agregado M4 passou a incorporar os Títulos Públicos Federais transacionados via Sistema Especial de Liquidação e Custódia de Títulos Públicos (SELIC) e os Títulos Públicos Estaduais e Municipais, que atualmente são registrados na Central de Custódia e Liquidação de Títulos Privados (CETIP).

Antes de dar prosseguimento, é necessária uma pequena menção sobre a semântica utilizada nesta obra. Autores de trabalhos internacionais, principalmente norte-americanos, que, direta ou indiretamente, se utilizam ou mencionam os Meios de Pagamento, e seus respectivos ativos componentes, não costumam diferenciar os ativos monetários dos financeiros tal como é feito no Brasil. Sob a ótica brasileira, os ativos financeiros são não monetários em sua essência⁷. São aqueles que dependem de uma definição legal ultimada em contratos representativos de direitos financeiros. Em via de regra, são títulos com liquidez limitada e com valores variáveis envolvendo riscos, emitidos por uma instituição financeira legalmente constituída segundo normas do Banco Central do Brasil a favor de consumidores, pessoas físicas ou jurídicas. Os ativos monetários, definidos pela moeda manual e escritural, ou seja, pelo papel-moeda em poder do público e pelos depósitos à vista, são a representação unívoca da moeda e, portanto, possuem liquidez imediata. Da junção de ativos monetários e financeiros nascem os “conceitos amplos de moeda”, como visto, por exemplo, nos Meios de Pagamentos tradicionais. Uma vez que esta diferenciação não acarreta qualquer prejuízo no estudo proposto por este trabalho, não se prendeu

⁷ Fortuna (2002)

estritamente à semântica da ótica nacional. Menções a ativos monetários, como por exemplo, na denominação “agregados monetários”, referem-se genericamente ao conjunto compreendido tanto por ativos monetários quanto financeiros.

2.2 A Credibilidade Econômica dos Meios de Pagamentos Tradicionais e a Política Monetária: Uma Introdução à Teoria da Agregação Monetária

A forma de agregação dos ativos monetários é uma importante questão na macroeconomia. O sucesso na condução da política monetária pressupõe a quantificação verossímil do volume de moeda em circulação na economia. A escolha adequada dos instrumentos de política monetária sobre os quais será apoiada a programação monetária em decorrência de metas pré-condicionadas, depende das elasticidades de substituição entre os ativos monetários relevantes na economia. A abstração irrealista inerente à formação dos agregados monetários tradicionais, M2, M3 e M4, obtidos a partir da simples soma, de que seus ativos componentes resguardam um perfeito grau de substituição, introduz um viés econômico em sua mensuração que pode ser entendido como uma das possíveis causas geradoras de ineficiência na política monetária. Seu efeito é uma deturpação do conceito de moeda inerente nos meios de pagamento com menores níveis de liquidez⁸.

⁸ O desvio ocorre em relação à propriedade da liquidez presente no conceito de moeda durante a agregação dos ativos. A diferença, por exemplo, entre um ativo monetário e um financeiro de iguais valores está na diferença de liquidez existente entre os dois ativos. Desta forma, um cheque coberto por um depósito à vista no valor de cem mil reais e um título de CDB no mesmo valor, mas com prazo de vencimento para daqui a um mês, serão comparáveis somente se for incorporado ao valor do CDB seu rendimento até o prazo de vencimento.

Metodologicamente, a construção de agregados monetários por meio da simples soma dos ativos vem sendo questionada pela sua carência de uma teoria de agregação em sua fundamentação. De maneira geral, os métodos de agregação devem preservar as informações contidas nas elasticidades de substituição e, em particular, eles não devem fazer suposições fortes *a priori* sobre estas elasticidades. Anderson (1997), com propriedade, afirmou que:

(...) "Economists have long recognized that equilibrium between the demand for and supply of money is the primary long-run determinant of an economy's price level. There is far less agreement, however, on how to measure the aggregate quantity of money in the economy." (...)

Não se questiona, aqui, a aplicabilidade dos índices formados pela simples soma de ativos monetários e financeiros no campo atuarial. Sob certas condições, estes agregados podem ser representativos do estoque de riqueza monetária nominal nas Contas Nacionais ou da estrutura de empréstimos bancários no escopo da contabilidade bancária. O ceticismo existente em relação a esses agregados se dá no campo puramente econômico, como índices representativos de variáveis econômicas estruturais. Questiona-se a inexistência de um arcabouço teórico que fundamente a agregação e a proibidade da simples soma como método de agregação de diferentes ativos com diferentes níveis de liquidez. Compreendida na primeira questão, existe uma imensidão de temas que vêm sendo estudados há vários anos. Entre eles, estão os microfundamentos da moeda⁹, a teoria do custo de uso da moeda¹⁰, a teoria de agregação baseada na teoria do consumidor e na teoria da firma¹¹ e a aplicação de

⁹ Pesek (1967), Fama (1980) e Samuelson (1968).

¹⁰ Barnett (1978).

¹¹ Barnett (1980, 1981, 1990), Barnett, Fisher & Serletis (1992) e Belongia (1995).

métodos de números índices em ativos monetários¹². Em consonância com o segundo questionamento, expõe-se a visão de três autores pertencentes a três áreas econômicas distintas. Barnett (1980), referência obrigatória na teoria da agregação de variáveis econômicas monetárias, afirmou que o índice da simples soma é um índice de quantidade de Laspeyres com pesos atribuídos, erroneamente, de forma idêntica.

(...) “Clearly the arbitrary weighting destroys the index’s critical independence of substitution effects (within the aggregate), and hence the simple sum index cannot approximate the economic aggregate.” (...)

Friedman e Schwartz (1970), autores pertencentes à corrente de pensamento monetarista, e cuja importância é inquestionável, explicam o problema desta forma de agregação exprimindo a essência do comentário de Barnett¹³:

(...) “This procedure (simple sum) is a very special case of the more general approach which consists of regarding each asset as a joint product having different degrees of “moneyness”, and defining the quantity of money as the weighted sum of the aggregate value of all assets, the weights for individual assets varying from zero to unity with a weight of unity assigned to that asset or assets regarded as having the largest quantity of “moneyness” per dollar of aggregate value. The procedure we have followed implies that all weights are either zero or unity.” (...)

Estes autores também previram um aprofundamento no estudo dos métodos de agregação das variáveis monetárias.

(...) “The more general approach has been suggested frequently but experimented with only occasionally. We conjecture that this approach deserves and will get much more attention than it has so far received. The chief problem with it is how to assign the weights and whether the weights assigned by a particular method will be relatively stable for different periods or places or highly erratic.” (...)

¹² Além das obras citadas na nota 11, incluem-se Diewert (1976, 1978, 1981, 1993, 1995) e Anderson, Barry & Jones (1997a, 1997b, 1997c)

¹³ Transcrito em Anderson (1996)

Em 1922, Fisher, um dos maiores expoentes da teoria dos números-índice estatísticos, abordou a inconsistência da simples soma na formulação de um número índice¹⁴. Este autor referiu-se com exaltação a esta forma de compor um número índice, atribuindo-lhe as seguintes falhas¹⁵:

(...) “There are two objections to Formula 1, the simple arithmetic, vis.: (1) that is “simple” and (2) that is arithmetic! – that is at once freakish and biased.” (...)

Indo mais adiante, Fisher em suas conclusões, expressou:

(...) “The simple arithmetic average is put first merely because it naturally comes first to the reader’s mind, being the most common form of average. In fields other than index number it is often the best form of average to use. But we shall see that the simple arithmetic average produces one of the very worst of index numbers, and if this book has no other effect than to lead to the total abandonment of the simple arithmetic type of index number, it will have served a useful purpose (...) The simple arithmetic should not be used under any circumstances.” (...)

Os efeitos de se considerar um índice de agregados monetários formulado com base na simples soma dos ativos monetários vêm sendo pesquisados por vários autores para casos específicos da economia mundial. Barnett (1980), por exemplo, utilizando dados sobre a economia norte-americana, concluiu que o índice da simples soma falhou “sombriamente” em internalizar os efeitos de substituição de longo prazo que tinham ocorrido no mercado monetário durante a década de setenta. Em outra linha de pesquisa, este mesmo autor em conjunto com Spindt¹⁶ utilizou a Teoria da Informação buscando mensurar o conjunto de informações alcançadas sob diferentes políticas de metas para o PIB e inflação, entre outros, a partir do

¹⁴ Fisher (1922) critica a utilização da média aritmética, genericamente, como um número-índice e não de forma específica como é feito neste trabalho em relação a números-índice relacionados aos agregados monetários.

¹⁵ Fisher (1922) transcrito em Barnett (1980)

¹⁶ Barnett & Spindt (1979, 1980)

conhecimento da taxa de crescimento de diferentes composições do índice Divisia Törqvist-Theil em comparação com os agregados formados pela simples soma. O índice de agregado monetário Divisia mostrou-se superior em todos os casos, independentemente das metas e composições adotadas. Adicionalmente, concluiu-se que muitas informações compreendidas nos dados são desnecessariamente perdidas quando os componentes monetários são agregados pela simples soma.

Pesquisas empíricas mais recentes sugerem que questões tais como elasticidades de juros e renda, elasticidades de demanda da moeda e neutralidade de longo prazo da moeda, que é a questão central deste estudo, são sensíveis aos métodos de mensuração dos agregados monetários¹⁷. Rotemberg, Driscoll & Poterba (1995) derivaram o agregado monetário *Currency Equivalency (CE)* e fizeram os testes de causalidade de Granger, de neutralidade de longo prazo do produto em relação à moeda, da função impulso-resposta e do efeito de choques na moeda sobre os preços. Todos os testes foram realizados com dados sobre a economia dos Estados Unidos utilizando os agregados monetários tradicionais, obtidos pela simples soma, e os agregados Divisia e *CE*. Seus resultados indicam que, a partir da comparação das performances dos índices de agregados monetários *CE* com outros agregados monetários tradicionais e indicadores da política monetária sobre a capacidade de previsão da atividade real, os índices *CE* possuem maior poder de previsão do que qualquer outro índice ou indicador. Rossi (2000) realizou um estudo de comparação da performance entre os agregados tradicionais M1, M2, M3 e M4 com os índices Divisia para os mesmos níveis de agregação dos meios de pagamento. Segundo seus testes, os índices Divisia apresentaram melhor precisão no ajustamento da regressão entre a taxa de inflação e a taxa de variação do agregado monetário; multiplicadores

¹⁷ Ver Anderson (1996) para um detalhamento das pesquisas.

monetários mais estáveis e um coeficiente de correlação linear maior entre a velocidade-renda da moeda e da taxa de juros.

A construção de índices de agregados monetários para a avaliação de política monetária vem sendo implementada por diversos bancos centrais no mundo. Entre eles, podem ser destacados os bancos centrais dos Estados Unidos, Japão, Reino Unido, Alemanha e Canadá. No Brasil, por outro lado, não há qualquer menção aos índices de agregados monetários por parte da autoridade monetária¹⁸. No caso norte-americano, a autoridade monetária com destacado aprofundamento no tema é o *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Grande parte da bibliografia citada neste trabalho é formada por textos oficiais escritos por membros desta instituição.

Em síntese, o desenvolvimento de agregados monetários coerentes com a teoria econômica e consistentes para políticas monetárias eficientes possui duas frentes de pesquisa interdependentes. A primeira frente se dá no campo puramente teórico, que é a construção de uma teoria da agregação economicamente fundamentada. A segunda frente se dá tanto no campo teórico como no prático e refere-se à dificuldade de mensuração fidedigna com a teoria desenvolvida na primeira frente. No escopo destas duas frentes, a próxima seção dedicar-se-á à apresentação dos fundamentos microeconômicos da agregação de ativos monetários e financeiros baseados na teoria do comportamento do consumidor.

¹⁸ Na década de noventa, os índices Divisia para os meios de pagamento M2, M3 e M4 começaram a ser calculados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), porém a série foi suspensa pouco tempo depois.

2.3 Os Microfundamentos da Agregação Monetária

Uma das possíveis fundamentações econômicas dos índices de agregados monetários abordados neste trabalho é fornecida pela teoria microeconômica da escolha do consumidor. Essencialmente, suas concepções independem desta “microfundamentação”. Contudo, autores que se utilizam de índices de agregados monetários em trabalhos de pesquisa econômica comumente apóiam-se nesta conceituação. Esta característica deve ser entendida como uma propriedade de representação econômica dos índices de agregados monetários. Sua representação econômica significa que os índices podem ser entendidos como variáveis econômicas constituídas a partir de pressupostos originários de uma teoria econômica. Portanto, esta seção possui um caráter qualificativo dos índices de agregados monetários como variáveis econômicas funcionais para a seção posterior de investigação sobre a neutralidade monetária. Neste trabalho, serão seguidos os modelos de fundamentação propostos por Barnett (1978, 1980, 1990, 1992) e Anderson (1997a, 1997b, 1997c). Segundo Cooley & Hansen (1995), esta metodologia é consistente com os fundamentos da moderna teoria de equilíbrio geral dos ciclos dos negócios, que freqüentemente inicia-se com a hipótese de otimização microeconômica de um agente representativo. O consumidor representativo é tido como maximizador de uma função de utilidade intertemporal sujeita a uma restrição orçamentária, aos preços de mercado e a uma variável de demanda agregada. O entrave recorrente na agregação de variáveis econômicas é fruto de dois problemas básicos distintos. O primeiro refere-se à agregação entre agentes econômicos heterogêneos e o segundo refere-se à agregação entre a multiplicidade de bens demandados por um único

agente. A escolha instrumentalmente conveniente da modelagem por meio da teoria microeconômica neoclássica baseada na abstração de um agente representativo permite a superação do primeiro problema e a amenização do segundo, pois uma das principais vantagens deste método reflete-se na liberdade gerada pela não necessidade de se impor hipóteses fortes *ex ante* a respeito das elasticidades de substituição entre os ativos monetários e financeiros. A precondição imposta ao modelo para a existência do consumidor representativo é o cumprimento da condição de Gorman (1953) pelas funções de demanda dos consumidores individuais de que todos os consumidores possuam curvas de Engel lineares e paralelas. Sob esta hipótese, a variável gasto agregado será dada pela somatória dos gastos dos consumidores individuais e os efeitos de redistribuição podem ser ignorados. Hulten (1973) mostrou que, em alguns casos, é possível relaxar essa imposição teórica introduzindo informações adicionais ao problema. A função de demanda do consumidor representativo para cada bem será igual à soma linear das funções de demanda de todos os consumidores individuais. Conseqüentemente, pode-se construir um modelo de demanda agregada como se todas as decisões fossem tomadas por um único consumidor. A hipótese básica do modelo sobre a natureza da moeda é que ela é entendida pelo consumidor como um bem durável que lhe provém um fluxo de serviços monetários. Pela teoria da agregação econômica¹⁹, os agentes devem ser capazes de escolher uma quantidade de um agregado de ativos monetários e financeiros, tal como os meios de pagamento M2 ou M3, como um único bem²⁰. A relevância desta hipótese para o modelo está na preservação das preferências dos

¹⁹ No Apêndice I são apresentados os pressupostos básicos da agregação de variáveis econômicas, comparativamente com os pressupostos alcançados pelo modelo microeconômico utilizado nesta seção.

²⁰ Green (1964) e Samuelson & Swamy (1974)

consumidores, caso sejam alteradas as proporções relativas dos ativos componentes do agregado. Isto é, mudando a composição relativa dos ativos que compõem o agregado monetário, M3 por exemplo, mantendo seu nível total inalterado, não afetará a preferência ou tecnologia sobre qualquer outro bem presente na função de utilidade do consumidor.

O problema de escolha intertemporal do consumidor representativo pode ser formalizado assumindo que o agente maximiza a seguinte função de utilidade intertemporal no período t qualquer:

$$U(m_t, m_{t+1}, \dots, m_{t+T}; q_t, q_{t+1}, \dots, q_{t+T}; I_t, I_{t+1}, \dots, I_{t+T}; A_{t+T}) \quad (2.1)$$

Sendo: $m_s = (m_{1s}, m_{2s}, \dots, m_{hs})$ o vetor que contém os estoques de ativos monetários reais; $q_s = (q_{1s}, q_{2s}, \dots, q_{hs})$ o vetor que contém as quantidades dos bens e serviços não monetários; I_s é o número de horas desejado de lazer e A_{t+T} é o estoque real do ativo financeiro referencial, mantido até o final do período do horizonte planejado, na data $t+T$. Assume-se que o consumidor representativo maximiza sua utilidade intertemporal a cada período dentro de um horizonte de tempo finito, $\{t, t+1, \dots, t+T\}$. Sendo assim, a cada período, ele escolhe os valores ótimos de $(m_t, m_{t+1}, \dots, m_{t+T}; q_t, q_{t+1}, \dots, q_{t+T}; I_t, I_{t+1}, \dots, I_{t+T}; A_{t+T})$ que maximizam sua função de utilidade intertemporal sujeita ao conjunto de $T+1$ restrições orçamentárias. O conjunto de restrições orçamentárias “multi-período” é expresso da seguinte forma:

$$\sum_{i=1}^h p_{is} q_{is} = w_s L_s + \sum_{i=1}^n [(1+r_{is-1}) p_{is-1}^* m_{is-1} - p_{is}^* m_{is}] + [(1+R_{s-1}) p_{s-1}^* A_{s-1} - p_s^* A_s] \quad (2.2)$$

tal que s esteja contido em $\{t, t+1, \dots, t+T\}$ e sendo p_s^* o índice de custo de vida; $p_s = (p_{1s}, \dots, p_{hs})$ é um vetor de preços para os h bens e serviços não monetários;

$r_s = (r_{1s}, \dots, r_{ns})$ é um vetor dos rendimentos nominais dos n ativos monetários; R_s é o rendimento nominal do ativo referencial da economia²¹; w_s é a taxa de salário; A_s é a quantidade real do ativo referencial que aparece na função de utilidade somente no final do período do horizonte planejado $t+T$; L_s é o número de horas de trabalho ofertado. O período de lazer consumido pelo consumidor a cada período é dado pela diferença: $I_s = H - L_s$, sendo que H é o número total de horas a cada período. É importante notar que o ativo referencial, A_s , aparece em cada período na restrição orçamentária e ele é incluído na função de utilidade somente para o período final do horizonte planejado. Isto, é porque o ativo referencial é assumido como não sendo gerador de serviços monetários para o agente, exceto no final do período. Durante todos os outros períodos, o agente usa o ativo referencial somente para transferir riqueza de um período para outro. Pela expressão (2.2) acima, percebe-se que a restrição orçamentária é formada por três fontes de recursos. A primeira parte do lado direito da equação representa a renda do trabalho e as duas partes seguintes representam as rendas monetárias líquidas do consumidor, obtidas, respectivamente, com os recursos alocados nos ativos monetários ou financeiros e no ativo referencial da economia. O problema de maximização do agente representativo pode ser agrupado da seguinte forma:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max}_{m=(m_1, \dots, m_n)} U(m_t, x_t) \\ \text{Suj.} \sum_{i=1}^h p_{is} q_{is} \end{array} \right. \quad (2.3)$$

²¹ Neste trabalho foi utilizada a especificação de Donovan (1978) para a taxa de juros do ativo referencial da economia, R_s , como sendo a taxa de juros máxima paga na economia, cuja função é definida somente como a transferência da riqueza intertemporalmente.

utilizando $m_t = (m_{t1}, \dots, m_{tn})$ e $x_t = (m_{t+1}, \dots, m_{t+T}; q_t, \dots, q_{t+T}; I_t, \dots, I_{t+T}; A_{t+T})$, que correspondem aos vetores dos ativos monetários e financeiros exclusivamente do período corrente e das outras variáveis de decisão presentes na função de utilidade para todos os períodos. A teoria microeconômica garante a equivalência entre a Taxa Marginal de Substituição dos bens considerados com seu relativo de preços como condição de maximização. As duas equações, que seguem abaixo, relacionam as Taxas Marginais de Substituição entre ativos monetários ou financeiros correntes, m_{it} e m_{kt} , e entre um ativo monetário ou financeiro corrente com um bem ou serviço não monetário, m_{it} e q_{kt} :

$$TMS_{i,j} = \frac{\frac{\partial U(m_t, x_t)}{\partial m_{it}} \Big|_{\substack{x_t = x_t^* \\ m_t = m_t^*}}}{\frac{\partial U(m_t, x_t)}{\partial m_{jt}} \Big|_{\substack{x_t = x_t^* \\ m_t = m_t^*}}} = \frac{\left(p_i \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \right)}{\left(p_j \frac{R_t - r_{jt}}{1 + R_t} \right)} = \frac{\pi_{it}}{\pi_{jt}} \quad (2.4) \quad \text{e}$$

$$TMS_{i,k} = \frac{\frac{\partial U(m_t, x_t)}{\partial m_{it}} \Big|_{\substack{x_t = x_t^* \\ m_t = m_t^*}}}{\frac{\partial U(m_t, x_t)}{\partial q_{kt}} \Big|_{\substack{x_t = x_t^* \\ m_t = m_t^*}}} = \frac{\left(p_i \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \right)}{(p_k)} = \frac{\pi_{it}}{p_k} \quad (2.5)$$

O processo de maximização produz valores ótimos que representam a demanda ótima por ativos monetários e financeiros correntes e por bens e serviços não monetários intertemporais:

$$m_t^* = (m_{t1}^*, \dots, m_{tn}^*) \quad \text{e} \quad x_t^* = (m_{t+1}^*, \dots, m_{t+T}^*; q_t^*, \dots, q_{t+T}^*; I_t^*, \dots, I_{t+T}^*; A_{t+T}^*)$$

A equação (2.4) introduz o conceito de “preço” do ativo monetário corrente, denominado Custo de Uso, analogamente ao Custo de Uso Jorgensoniano:

$$\pi_{it} = p_i \left(\frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \right) \quad (2.6)$$

Pela sua fórmula, percebe-se que ele representa o diferencial corrigido da taxa de juros que o consumidor deixou de receber por demandar o ativo monetário ou financeiro “ r ” ao invés do ativo monetário referencial corrente da economia. É uma medida do custo de oportunidade entre esses dois ativos, ambos disponíveis no mesmo período de tempo, baseado nas taxas de juros pagas ao detentor de cada um dos ativos.²² Uma vez que π_{it} representa o “preço” do ativo monetário m_{it} , então o produto $m_{it}^* \pi_{it}$ é uma medida do gasto ótimo com o ativo monetário m_{it} no período corrente. Conseqüentemente, a soma:

$$y_t = \sum_{i=1}^n m_{it}^* \pi_{it} \quad (2.7)$$

indica o gasto total ótimo do consumidor representativo com os ativos monetários correntes.

A metodologia utilizada para obter agregados monetários consistentes com o modelo microeconômico de agente representativo foi apresentada por Barnett (1978). Este autor baseou-se no Teorema da Separação Fraca desenvolvido por Green (1964). Barnett pressupôs a introdução da condição da separação fraca na função de utilidade do consumidor em relação ao grupo formado pelos ativos monetários e financeiros do período corrente, de forma que a função utilidade (2.1) possa ser escrita como:

$$U[u(m_t), x_t] \quad (2.8)$$

sendo $u(\cdot)$ uma função linearmente homogênea, definida como “Função de Sub-Utilidade”. Esta função mede a quantidade de serviços monetários que o consumidor

²² O consumidor não consegue demandar única e sistematicamente o ativo referencial da economia devido às diferentes formações das taxas de juros pagas pelos ativos, que podem ser pré ou pós-determinadas. Além disso, a demanda desses ativos depende da sua curva de utilidade e das características de liquidez de cada ativo.

recebe por manter os ativos monetários em seu portfólio a cada período de tempo. A aplicabilidade do teorema da separação fraca na função de utilidade é uma condição necessária e suficiente para a existência dos agregados monetários na forma dos Meios de Pagamento²³. A implicação direta deste pressuposto reflete-se na possibilidade de formular o problema da escolha do consumidor representativo como um problema orçamentário em dois estágios²⁴. Sob a hipótese da separação fraca da função utilidade intertemporal, as Taxas Marginais de Substituição dos ativos monetários correntes serão independentes das outras variáveis de decisão do modelo. Como reflexo, a condição de maximização pode ser reformulada apenas em termos da função de sub-utilidade:

$$TMS_{i,j} = \frac{\left. \frac{\partial u(m_t)}{\partial m_{it}} \right|_{m_t = m_t^*}}{\left. \frac{\partial u(m_t)}{\partial m_{jt}} \right|_{m_t = m_t^*}} = \frac{\pi_{it}}{\pi_{jt}} \quad (2.9)$$

De acordo com Anderson (1997b), a solução gerada pela condição (2.9) é exatamente igual à solução, $m_t^* = (m_{1t}^*, \dots, m_{nt}^*)$, do problema maximização simplificado que envolve apenas variáveis correntes:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max}_{m=(m_1, \dots, m_n)} u(m) \\ \text{Suj. } \sum_{i=1}^n m_{it}^* \pi_{it} = y_t \end{array} \right. \quad (2.10)$$

Ou seja, o procedimento advindo com a introdução dos novos pressupostos descreve um processo de maximização orçamentária em dois estágios, que pressupõe que o consumidor escolhe a quantidade total do agregado de ativos monetários, y_t , num primeiro estágio de decisão, a despeito de sua composição interna, e realiza a

²³ Hulten (1973) e Barnett (1980).

²⁴ No Apêndice II é exposto esquematicamente o processo de maximização da escolha do consumidor em dois estágios.

distribuição dos ativos monetários componentes, $m_i^* = (m_{1i}^*, \dots, m_{ni}^*)$, num segundo estágio, condicionada ao montante escolhido no primeiro. Verificadas as hipóteses de separação fraca da função utilidade do consumidor representativo e de homogeneidade linear da função de sub-utilidade, o agregado de quantidade monetária corrente, correspondente aos meios de pagamento desejados, será definido como:

$$M^{(I)}_i^* = u(m_1, m_2, \dots, m_n)^* \quad (2.11)$$

tal como se ele representasse um único bem para o consumidor, sendo denominado como “Serviço Monetário Corrente”. O indicador (I), que denomina o nível de agregação da mesma forma que nos meios de pagamento, depende do conjunto de ativos monetários correntes presentes na função de sub-utilidade. O agregado $M^{(I)}_i^*$ poderá ser escolhido pelo consumidor, conjuntamente com os ativos monetários e financeiros não correntes e com os bens e serviços não monetários, na primeira etapa da maximização condicionada pelos preços de mercado e pela restrição orçamentária do consumidor.

Com base no que foi exposto acima, mostra-se formalmente a possibilidade de interpretar o processo de escolha do agente representativo envolvendo ativos monetários, ativos financeiros e bens e serviços não monetários em sua cesta de bens como um processo de maximização orçamentária em dois estágios. O primeiro estágio é responsável pela decisão da quantidade ótima do agregado monetário e das outras variáveis de decisão do modelo. O custo de uso é obtido como sub-produto da primeira fase de decisão e entrará como restrição na segunda fase que definirá as alocações individuais eficientes dos ativos monetários e financeiros correntes. O entrave que impossibilita a obtenção empírica adequada dos agregados monetários

pelo modelo microeconômico exposto acima está no desconhecimento da verdadeira função de agregação e de seus parâmetros. A estimação pressupõe uma forma funcional para a função de utilidade e para a função dos gastos com ativos monetários que, sem um conhecimento adicional sobre estas estruturas, seria impropriamente uma escolha *ad hoc*. A próxima seção referente aos Índices de Ativos Monetários é uma resposta consistente a essa indefinição.

2.4 Índices de Agregados Monetários

2.4.1 Introdução

Índices de agregados monetários são números índices estatísticos de quantidade com propriedades diferenciadas, concebidos especificamente para a agregação de ativos monetários e financeiros por métodos não lineares. Como mencionado na seção anterior, a estimação de agregados monetários por meio de modelos microeconômicos pressupõe o conhecimento da forma funcional da função de agregação e de seus parâmetros e, conseqüentemente, das formas funcionais da função de utilidade intertemporal do consumidor e das funções de preço, ou custo de uso, dos ativos monetários e financeiros. Uma das maneiras de superar este entrave é supor, teórica ou estatisticamente, as especificações destas funções. Entretanto, este procedimento não exclui a possibilidade de serem inferidas hipóteses fortes ou *ad hoc* sobre o comportamento dos agentes econômicos e as estimativas dos parâmetros ainda dependerão, em grande medida, da qualidade dos dados e dos estimadores utilizados. Logo, as funções de agregação, embora importantes para a teoria, são

pouco úteis nos casos envolvendo estudos empíricos. A metodologia que vem sistematicamente ganhando espaço neste campo de aplicação é a dos números índices estatísticos. Por suas propriedades, os números índices estatísticos destacam-se das outras formas de estimação. Anderson (1997), justificando a pesquisa dos índices de agregados monetários pelo *Federal Reserve Bank of St. Louis*, menciona que:

(...) “Statistical index numbers are specification – and estimation-free functions of the prices and optimal quantities observed in two time periods. Unlike aggregator functions, statistical index numbers contain no unknown parameters.” (...)

Diewert (1976) deu uma importante contribuição à formulação dos índices de agregados monetários ao definir um número índice “exato”²⁵. A interpretação desta definição revela que um número índice é denominado “exato”, se ele for idêntico à função de agregação sempre que baseado em dados consistentes com o comportamento microeconômico maximizador. Ou seja, os números índices estatísticos, além de não vinculados a qualquer parâmetro desconhecido, sob a sua definição “exata” serão dependentes do comportamento maximizador dos agentes econômicos. A introdução dos preços e do comportamento maximizador na teoria dos números índices, permite dispensar os parâmetros desconhecidos existentes nas funções de agregação e seus resultados independem de quaisquer propriedades especiais destas funções.

A aplicação dos números índices, como funções de agregação de ativos monetários e financeiros, possui respaldo na teoria econômica por meio do modelo microeconômico de agente representativo elaborado na seção anterior. Há, analogamente, outra forma de fundamentar, economicamente, os agregados

²⁵ A Definição formal de número índice exato é mostrada no Apêndice III deste trabalho.

monetários utilizando o modelo de maximização de lucros pela firma. Os resultados encontrados são idênticos aos do modelo de demanda do consumidor. Os pressupostos necessários à utilização dos números índices como funções de agregação são os mesmos presentes no modelo microeconômico do agente representativo, aliados à aceitação das soluções dos dois estágios da decisão alocativa do consumidor como escolhas ótimas. Sendo assim, as taxas de juros observadas dos ativos monetários e financeiros podem ser adotadas no cômputo do índice do custo de uso e as quantidades totais dos índices de agregados monetários obtidos a partir das quantidades observadas dos meios de pagamentos, segundo suas correspondentes quantidades individuais de ativos monetários e financeiros, podem ser consideradas como quantidades ótimas.

2.4.2 O Índice Divisia

A primeira versão do Índice Divisia, cujo nome é atribuído ao seu criador, foi apresentada em 1925 pelo francês Façóis Divisia em sua obra intitulada "*L'Indice Monétaire et la Théorie de la Monnaie*". É um índice derivado a partir de princípios microeconômicos e compõe os ativos de acordo com seus respectivos custos de oportunidade²⁶. Uma de suas qualidades é não precisar, praticamente, impor restrições sobre a função de utilidade dos agentes econômicos. A única hipótese necessária sobre a função de utilidade dos indivíduos é que ela seja homogênea de primeiro grau, tal como a função de sub-utilidade apresentada na seção sobre os fundamentos microeconômicos da agregação monetária. O Índice Divisia para o

²⁶ Rossi (2000)

caso contínuo pode ser derivado a partir do modelo microeconômico com ativos monetários exposto anteriormente. Retomando os resultados deste modelo de escolha do agente representativo, pela segunda etapa de decisão alocativa do problema de maximização do agente representativo, chega-se à:

$$\begin{cases} \text{Max}_{m=(m_1, \dots, m_n)} u(m_i) \\ \text{Suj: } \sum_{i=1}^n m_i \pi_{ii} = y_i \end{cases}$$

Se $M_t^* = u(m_i^*)$ é sua a solução ótima, por meio do processo de maximização deduz-se a seguinte expressão diferencial que representa a taxa de crescimento do Índice Divisia de quantidade para o caso contínuo²⁷:

$$\frac{\partial \ln(M_t^*)}{\partial t} = \sum_{i=1}^n w_{ii} \frac{\partial \ln(m_{ii}^*)}{\partial t} \quad (2.12)$$

sendo que

$$w_{ii} = \frac{\pi_{ii} m_{ii}^*}{\sum_{j=1}^n \pi_{jj} m_{jj}^*} \quad \text{e} \quad \pi_{ii} = p_i^* \left(\frac{R_t - r_{ii}}{1 + R_t} \right)$$

representam, respectivamente, a participação dos gastos com ativos monetários e o custo de uso dos ativos monetários e financeiros baseado na taxa de juros de referência da economia, R_t , na taxa de juros paga pelo ativo “ i ”, r_{ii} , e no índice de preços referencial da economia, p_i^* .

Hulten (1973) demonstrou que o Índice Divisia no tempo contínuo é sempre “exato”, segundo a denominação de Diewert (1976), para qualquer função de agregação fracamente separável. De acordo com Anderson (1997b),

²⁷ A dedução algébrica deste resultado é apresentada no Apêndice IV.

(...) *“We emphasize that the exact tracking ability of the Divisia index is an implication of the economic theory, not an approximation.”*(...)

Portanto, segundo as conclusões dos maiores pesquisadores da atualidade no estudo de números índices²⁸, nenhum número índice pode ser melhor que o Índice Divisia no tempo contínuo. Contudo, o interesse prático sobre o Índice Divisia repousa no caso discreto. Sabe-se que não existe número índice estatístico que seja “exato” para uma função de agregação genérica no tempo discreto. A superação deste impasse veio com os chamados Números Índices Diewert-Superlativos. Em 1976 Diewert construiu uma teoria que define que um número índice é “superlativo”, se ele for “exato” para uma dada função de agregação, f_s , capaz de fornecer uma aproximação de segunda ordem para uma função de agregação linearmente homogênea. Ou seja, os chamados números índices pertencentes à classe de Índices Superlativos são capazes de fornecer uma aproximação matemática de segunda ordem para determinadas funções de agregação no tempo discreto, mesmo que desconhecidas. Diewert (1976) também provou que o Índice Divisia Törnqvist-Theil, que recebeu esse nome devido ao mérito de seus defensores, Törnqvist (1936) e Theil (1967), pertence à classe de índices “Superlativos” pois gera uma aproximação ao tempo discreto para o caso ótimo do Índice Divisia no tempo contínuo.

$$\ln(M_t^{DTT}) - \ln(M_{t-1}^{DTT}) = \sum_{i=1}^n \bar{w}_i (m_i^* - m_{i-1}^*) \quad (2.13)$$

sendo: $\bar{w}_i = \frac{1}{2}(w_i + w_{i-1})$, $w_i = \frac{\pi_i m_i^*}{\sum_{j=1}^n \pi_j m_j^*}$ e $w_{i-1} = \frac{\pi_{i-1} m_{i-1}^*}{\sum_{j=1}^n \pi_{j-1} m_{j-1}^*}$

²⁸ Entre eles estão: Diewert, Branett, Theil, Anderson, Jones e Mesmith.

Ou, então, em sua versão considerando estoques reais monetários, por:

$$M_t^{Real DIT} = M_{t-1}^{Real DIT} \prod_{i=1}^n \left(\frac{m_{it}^{real}}{m_{it-1}^{real}} \right)^{w_{it} + w_{it-1}} \quad (2.14)$$

com:

$$w_{it} = \frac{\pi_{it}^{nom} m_{it}^{real}}{\sum_{j=1}^n \pi_{jt}^{nom} m_{jt}^{real}} \quad e \quad \pi_{it}^{nom} = P_t^* \left(\frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \right)$$

O Índice Divisia Törnqvist-Theil mostrado acima é uma medida que representa um fluxo de serviços monetários, definidos anteriormente, gerados pelos ativos monetários e financeiros detidos pelo consumidor representativo. Ele pode ser entendido, também, como uma medida da demanda por um fluxo de serviços monetários. Pela análise de suas fórmulas mostradas acima, percebem-se duas particularidades desse índice. A primeira refere-se ao fato de que a expressão da taxa de crescimento do índice representa uma média ponderada da taxa de crescimento de seus elementos e, sendo assim, pode ser mais facilmente interpretado em comparação a outros índices que serão abordados neste trabalho. A segunda particularidade é que o Índice Divisia para o caso discreto é um número-índice em cadeia. A vantagem de usar um índice superlativo em cadeia ao invés de um com base fixa foi provada pelo mesmo autor que teorizou o número-índice “exato” e, ainda, sobre a existência da classe de índices “superlativos”. Com um teorema publicado em um artigo em 1978, Diewert provou, numericamente, que as variações entre preços e quantidades são geralmente menores entre períodos consecutivos do que em índices que mantêm sua base fixa em um único período.

Nesta seção procurou-se, inicialmente, derivar a primeira versão do Índice Divisia para o caso contínuo, evidenciando seus fundamentos e qualidades e, em seguida, mostrou-se como e sob quais pressupostos pode ser extraída a versão do Índice Divisia para o caso discreto, mais conhecido como Índice Divisia Törnqvist-Theil. Suas qualidades foram expostas de modo a justificar o uso deste índice como medida do fluxo de serviços monetários, economicamente fundamentados, nos testes sobre a neutralidade da moeda no longo prazo no Brasil. Nas palavras de Barnett (1980),

(...) "Because of the availability of the transparently clear interpretation, we advocate use of the Törnqvist-Theil Divisia index (Törnqvist-Theil Divisia) to measure the quantity of money at all levels of aggregation (higher than M1)". (...)

Na última seção deste capítulo, serão apresentados os valores calculados deste, e de outros índices para os dados brasileiros, englobando o período que se estende entre janeiro de 1970 a dezembro de 2002.

2.4.3 O Índice Fisher

Tradicionalmente, o Índice Divisia Törnqvist-Theil é o mais utilizado nos estudos que envolvem agregados de ativos monetários. Entretanto, o Índice de Fisher de quantidade, que recebe ainda a denominação “ideal”, também pertence à classe de números-índice superlativos. Diewert (1976), além de provar que o Índice Divisia Törnqvist-Theil era superlativo, mostrou que o Índice Fisher Ideal era “exato” sob sua forma funcional quadrática homogênea. Utilizando as notações de Anderson (1997b), mostra-se a expressão do Índice Fisher Ideal de Quantidade, que pode ser

analisado como a taxa de crescimento da média geométrica dos índices Laspeyres e Paasche de quantidade:

$$M_t^F = M_{t-1}^F \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n m_{it} \cdot \pi_{it}}{\sum_{i=1}^n m_{i,t-1} \cdot \pi_{it}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n m_{it} \cdot \pi_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^n m_{i,t-1} \cdot \pi_{i,t-1}}} \quad (2.15)$$

Apesar de comporem o Índice Fisher, o Índice Laspeyres e o Índice Paasche não pertencem à classe de índices superlativos, pois geram aproximações apenas de primeira ordem, e não de segunda, para funções de agregação econômicas.

As qualificações do Índice Fisher Ideal de Quantidade, como forma de mensurar agregados monetários, possui algumas restrições em relação ao Índice Divisia Törnqvist-Theil. Embora ambos pertençam à classe de índices superlativos e sejam reconhecidamente admiráveis pelas suas propriedades econômicas e estatísticas, o Índice Divisia possui a vantagem de poder ser formalmente derivado a partir de um modelo microeconômico e possuir uma lúcida interpretação. Empiricamente, percebe-se pouca diferença entre os agregados monetários calculados por um ou outro índice. Os dados apresentados por Barnett (1980) para os E.U.A são praticamente idênticos para ambos os índices e, como poderá ser visto ao fim deste capítulo, as séries calculadas para o Brasil, utilizando o Índice Divisia Törnqvist-Theil e o Índice Fisher Ideal, são dificilmente diferenciadas pela análise visual ao serem confrontadas.

2.4.4 O Índice Currency Equivalent (CE)

Originalmente introduzido por Hutt (1967) e Rotemberg (1991), o Índice *CE* pode ser descrito como uma média ponderada variável no tempo do estoque de diferentes ativos monetários, cujos pesos dependem do rendimento relativo de cada ativo diante do ativo referencial da economia. Utilizando as notações apresentadas anteriormente neste trabalho, o Índice *CE* pode ser descrito da seguinte forma:

$$M_t^{CE} = p_t \sum_{i=1}^n \frac{R_t - r_{it}}{R_t} m_{it}^* \quad (2.16)$$

O termo $(R_t - r_{it})/R_t$ é denominado termo de ponderação de cada ativo monetário ou financeiro no agregado *CE* e representa a medida que iguala a taxa marginal de utilidade do ativo “*i*” com a utilidade marginal da moeda corrente (papel-moeda). Dessa forma, ativos monetários com liquidez imediata, como o papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista, são simplesmente agregados com uma ponderação unitária, enquanto que os ativos com menores níveis de liquidez receberão pesos entre 0 e 1. Quanto menor a liquidez do ativo, menor será sua ponderação, pois, de acordo com a teoria econômica, ativos com menores níveis de liquidez possuem maiores retornos esperados. Ou seja, o Índice *CE* é uma medida do estoque de moeda corrente necessária em um determinado momento para se equiparar ao total de serviços monetários produzidos pelo conjunto de todos os ativos monetários e financeiros mantidos pelo consumidor. O índice *CE* representa uma medida de equiparação entre níveis de liquidez dos ativos financeiros com a liquidez da moeda corrente. “Serviços de Liquidez” ou “Serviços Monetários” podem ser definidos, portanto, como os benefícios gerados ao consumidor por manter moeda

corrente em seu portfólio, ao invés de ativos monetários ou financeiros com menor nível de liquidez, embora gerem o pagamento de juros. Claramente, a medida do custo dos serviços de liquidez é determinada com base na taxa de juros paga pelos ativos monetários e financeiros. A consideração da existência dos serviços monetários está implícita no modelo, ao assumir que os agentes econômicos obtêm diferentes níveis de utilidade ao manterem diferentes composições de ativos monetários e financeiros em seu portfólio.

Sob o pressuposto de expectativas estáticas do comportamento do consumidor representativo, o Índice *CE* foi proposto a partir de uma derivação microeconômica como o estoque de riqueza monetária em determinado momento. Ou seja, sua hipótese de expectativas estáticas implica que o consumidor considera que os valores futuros dos preços dos bens não monetários e das taxas de juros dos ativos monetários e financeiros serão iguais aos seus valores correntes. Sendo assim, o Índice *CE* é representativo do estoque de riqueza do consumidor, pois indica uma medida do valor presente descontado da alocação corrente e futura do consumidor com serviços monetários.

A derivação do Índice de Agregados Monetários *CE* pode ser fundada no modelo de agente representativo introduzido em seção precedente. Seja

$$V = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \quad (2.17)$$

a representação da função da utilidade esperada para tempo de vida do consumidor no período “*t*”, tal que E_t é a função que toma as expectativas como sendo estáticas tendo como referência o instante “*t*”; β é um fator de desconto intertemporal; U é a função de utilidade intertemporal fracamente separável do consumidor

representativo, definida com base no agregado dos ativos monetários e financeiros correntes e no vetor dos ativos monetários e financeiros não correntes juntamente com todas as outras variáveis de decisão presentes na função de utilidade. Pressupõe-se que o agregado monetário advém da primeira etapa de escolha do consumidor do modelo microeconômico de agente representativo mostrado na seção (2.3):

$$M(I)_t = u(m_{0t}^*, m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t)$$

tal que $u(\cdot)$ é a função de sub-utilidade que define a agregação individual dos ativos monetários e financeiros; m_{0t}^* é a quantidade ótima de moeda corrente mantida pelo consumidor no instante “ t ”; m_{it}^* tal que $i \neq 0$, é o conjunto composto pelas quantidades ótimas mantidas em carteira dos ativos monetários e financeiros e α_t é um parâmetro capaz de capturar as variações nos serviços de liquidez no instante “ t ” advindas de mudanças nas regras dos ativos. Caso um ativo sofra uma alteração em sua forma de pagamento de juros, por exemplo, o parâmetro α_t irá variar, causando uma mudança na função $u(\cdot)$. O agregado $M(I)_t$ pode ser entendido como a quantidade de moeda que participa da função de utilidade, relacionada com a demanda agregada.

Abaixo, são listadas as hipóteses adicionais às do modelo microeconômico apresentado na seção “Microfundamentos dos Agregados Monetários”; elas são necessárias para a derivação do agregado CE como medida de agregação de ativos monetários e financeiros comparável ao agregado Divisia.

- i. Como mencionado acima, pressupõe-se que os consumidores possuem expectativas estáticas, tomadas como parâmetros àquelas expectativas tomadas em um determinado momento “ t ”.

- ii. Para cada α_t , a função de agregação $u(\cdot)$ é homogênea de primeiro grau para todo m_{it}^* , com $i = 0, 1, \dots, n-1$.
- iii. A função de agregação $u(\cdot)$ é fracamente separável na forma aditiva, ou seja:

$$u(m_{0t}^*, m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t) = h(m_{0t}^*) + v(m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t) \quad (2.19)$$

A implicação direta dos dois pressupostos listados acima se revela na possibilidade de normalizar o agregado de serviços de liquidez em torno da moeda corrente, de forma que:

$$M(I)_t = u(m_{0t}^*, m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t) = m_{0t}^* + v(m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t) \quad (2.20)$$

isto porque, dada à hipótese (i):

$$h(m_{0t}^*) = \frac{\partial(h_t)}{\partial(m_{0t}^*)} m_{0t}^* = \frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{0t}^*)} m_{0t}^* \quad (2.21)$$

e ainda

$$\frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{it}^*)} = \bar{c}_i \quad \text{e} \quad \frac{\partial^2(u_t)}{\partial(m_{it}^*)^2} = 0$$

torna-se possível definir $\frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{0t}^*)} = 1$ de forma que $M(I)_t$ seja normalizado em termos

de unidades de moeda corrente.

Sendo assim, $M(I)_t$ resume-se em:

$$M(I)_t = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{it}^*)} m_{it}^* \quad (2.22)$$

A equação formulada acima possui importância fundamental na derivação do Índice CE. Note que os únicos elementos desconhecidos no agregado são as derivadas da função de agregação em relação a cada um dos ativos monetários, incluindo a

quantidade de moeda corrente. Sendo assim, as hipóteses formuladas a seguir irão interagir para a obtenção destes componentes.

- iv. Assume-se a existência de um ativo referencial da economia, que não gera serviços monetários “reais”, sendo que sua taxa de retorno possui a propriedade manter os consumidores indiferentes entre o consumo presente e futuro adicionado à taxa de juros do ativo referencial R_t .

$$U_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] = (1 + R_t) E_t \frac{p_t \beta U_C[u(m_{t+1}^*, \alpha_{t+1}), x_t]}{p_{t+1}} \quad (2.23)$$

- v. Com exceção do ativo referencial, todos os outros ativos monetários e financeiros inseridos na função de utilidade dos consumidores provêm serviços monetários de liquidez e taxas de juros de forma que:

$$U_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] = U_L[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{it}^*)} + (1 + r_{it}) E_t \frac{p_t \beta U_C[u(m_{t+1}^*, \alpha_{t+1}), x_t]}{p_{t+1}}$$

Por (v) e (iv) obtém-se:

$$U_L[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{it}^*)} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} U_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \quad (2.24)$$

que indica que os consumidores são indiferentes entre reduzir a quantidade em carteira do ativo monetário “ i ” em uma unidade a aumentar a quantidade do ativo

referencial em $\left(\frac{1 + r_{it}}{1 + R_t}\right)$, mantendo o consumo futuro inalterado, porém elevando o

consumo presente em $\left(\frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t}\right)$ e mantendo a utilidade equilibrada pelo ganho no

consumo presente e pela redução na quantidade do ativo “ i ”.

- vi. A última hipótese necessária à derivação do agregado CE diz respeito à condição de solução interior definida por Rotemberg como por:

$$\begin{cases} \text{Min.} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{R_i - r_{ii}}{1 + R_i} m_{ii}^* \\ \text{Suj.} v(m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t) = 1 \end{cases} = \left(\frac{R_t}{1 + R_t} \right) \quad (2.25)$$

A condição de solução interior torna-se necessária devido à possibilidade de ocorrerem soluções de canto em que o consumidor comporia sua carteira integralmente, ou com moeda corrente, ou com ativos monetários e financeiros. Baseando na equação $M(I)_t = m_{0t}^* + v(m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t)$, a solução interior ocorre, se o custo em termos do consumo previsto de obter uma unidade de $v(m_{1t}^*, \dots, m_{n-1t}^*, \alpha_t)$ for idêntico ao custo unitário de m_{0t}^* . A equação mostrada acima expressa esses custos, respectivamente, do lado esquerdo e direito da identidade. A definição da condição de solução interior possibilita a obtenção da contrapartida da equação (2.24) pelo lado da moeda corrente:

$$U_L[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{0t}^*)} = \frac{R_t}{1 + R_t} U_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t]$$

e, como definido anteriormente que $\frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{0t}^*)} = 1$, então:

$$U_L[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] = \frac{R_t}{1 + R_t} U_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \quad (2.26)$$

Por meio da incorporação de (2.26) em (2.24):

$$\frac{(R_t)}{(1 + R_t)} \mathcal{J}_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t] \frac{\partial(f_t)}{\partial(m_{ii}^*)} = \frac{(R_t - r_{ii})}{(1 + R_t)} \mathcal{J}_C[u(m_t^*, \alpha_t), x_t]$$

resultando em:

$$\frac{\partial(u_t)}{\partial(m_{ii}^*)} = \left(\frac{R_t - r_{ii}}{R_t} \right) \quad (2.27)$$

que é justamente o componente desconhecido de (2.22).

Logo:

$$M(I)_t = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{R_t - r_{it}}{R_t} m_{it}^* \equiv CE_t \quad (2.28)$$

O agregado de ativos monetários e financeiros CE possui certas vantagens e desvantagens ante outros índices, inclusive em relação ao Índice Divisia Törnqvist-Theil. Sua primeira qualidade a ser enumerada é sua capacidade adaptativa diante das mudanças nas preferências e na composição dos ativos financeiros. Sua capacidade de suportar mudanças nas características dos ativos financeiros, tais como mudanças de liquidez, é fruto da idéia implícita no agregado de que mudanças na composição de seus ativos monetários, mantendo-se o montante total constante, implicam mudanças em $(R_t - r_{it})/R_t$. Segundo Rotemberg (1995), o Índice CE interpreta aumentos em $(R_t - r_{it})/R_t$, mantido o estoque de ativos monetários inalterado, como aumentos nos serviços de liquidez dos ativos. Como efeito, o agregado CE sempre irá variar quando as taxas de juros mudarem, mesmo que a proporção dos ativos na carteira não se altere. O custo desta vantagem pode ser medido em termos de sua elevada volatilidade, verificada empiricamente, como reflexo das variações nas taxas de juros²⁹. Por outro lado, em razão dessa propriedade, à medida que novos ativos financeiros vão surgindo, eles podem ser facilmente incorporados ao agregado, tomando-se como referência de sua liquidez sua curva de rendimentos.

Em comparação ao Índice Divisia Törnqvist-Theil, o Índice CE possui uma desvantagem potencial provocada pelos seus pressupostos básicos. Como visto acima, o Índice CE considera que os consumidores alteram continuamente a composição de seus portfólios em resposta às mudanças nas taxas de juros dos

²⁹ Percebe-se a veracidade deste comentário pela comparação entre os índices na seção que apresenta os índices calculados com dados referentes à economia brasileira.

ativos monetários e financeiros. Ou seja, qualquer mudança nas taxas de juros provoca desvios no nível do agregado *CE*, independente dos consumidores realmente alterarem ou não seus portfólios. Esta é, sem dúvida, uma hipótese bastante forte que pode gerar implicações na confiabilidade do agregado. O Índice Divisia, por sua vez, é mais estável em relação às variações das taxas de remuneração dos ativos monetários e financeiros, tornando-se volátil somente quando os consumidores remanejam seus portfólios. Sendo assim, e de acordo com as colocações dos diversos autores pesquisados, acredita-se que o Índice Divisia Törnqvist-Theil seja mais “acurado” que o Índice *Currency Equivalent* como medida de agregado monetário.

2.5 Apresentação dos Índices de Agregados Monetários para o Caso Brasileiro

Esta seção dispõe-se a apresentar as séries calculadas dos índices de agregados monetários que serão posteriormente utilizadas no estudo que busca evidências sobre a neutralidade da moeda no longo prazo no Brasil. A princípio, serão feitas algumas qualificações teóricas sobre os pressupostos intrínsecos ao processo de agregação e, em seguida, será descrito o tratamento aplicado aos dados nominais visando à sua adequada uniformização. Na seqüência, são apresentadas ordenadamente as séries calculadas dos agregados Divisia Törnqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent* em meio a uma breve discussão analítico-comparativa de suas trajetórias históricas e de sua confrontação com os valores dos agregados monetários tradicionais calculados pelo Banco Central do Brasil, utilizando o

conceito que vigorou até setembro de 2001. A impossibilidade de realizar o cálculo, e toda discussão precedente, em torno dos agregados monetários tradicionais sob o novo conceito do Banco Central se dá pela inexistência dos dados abertos em sub-níveis de agregação para o período escolhido. A parte conclusiva será deixada para a próxima seção, na qual serão apreciadas as conclusões dos títulos abordados neste capítulo.

Estudos envolvendo estimações empíricas baseadas em conceitos teóricos requerem, em via de regra, algum nível de abstração “factível” priorizando a obtenção de resultados confiáveis. Theil (1954), ao discutir os aspectos do problema da agregação nas relações econômicas, afirmou que:

(...) “A serious gap exists between the greater part of rigorous economic theory and the pragmatic way in which economic systems are empirically analysed”. (...)

No trabalho em questão, foram seguidas as orientações consensuais disponibilizadas por profissionais de instituições do mercado financeiro e as indicações de trabalhos anteriores sob a mesma linha de pesquisa. Especificamente, a abstração presente neste estudo está contida na hipótese da representatividade das variáveis teóricas pelas variáveis “reais” pré-selecionadas, disponíveis e mensuráveis, para todo o período de tempo escolhido. Sob esta hipótese, os componentes que formam sub-agregados dos meios de pagamentos representam os ativos monetários e financeiros do modelo microeconômico de agente representativo. O menor nível de desagregação disponível dos dados atinge apenas os ativos de uma mesma família ou tipo como, por exemplo, os Fundos de Aplicação Financeira pertencentes aos agregados a partir do M2. Existem diversos ativos contidos neste sub-nível de

agregação, como foi relatado na sub-seção (1) deste mesmo capítulo, porém sua identificação para uma construção “exata” dos índices de agregados monetários torna-se impraticável devido à sua indisponibilidade. Por conseguinte, a hipótese da representatividade neste trabalho atinge também as variáveis de taxas de juros correspondentes aos ativos monetários e financeiros. Pressupõe-se que as taxas de juros médias mensais por tipo de ativos sejam qualificadas como representativas do seu real custo de oportunidade³⁰. Além dessas pressuposições, implicitamente, adotou-se aqui uma hipótese que, para alguns, pode parecer um pouco forte, referente ao perfeito grau de substituição entre o papel-moeda e os depósitos à vista³¹. A justificativa apóia-se no seguinte tripé: (i) os depósitos à vista são os ativos de mais alta liquidez próxima ao do papel-moeda; (ii) ambos não rendem juros aos seus detentores; (iii) recorre-se ao consenso dos trabalhos até então publicados, inclusive nas publicações oficiais do *Federal Reserve Bank of St. Louis*, uma vez que esta é a metodologia mais utilizada em estudos nesta linha de pesquisa. Sob estas considerações, expõe-se o quadro sinóptico no Anexo I que descreve as variáveis utilizadas na composição dos índices de agregados monetários Divisia Törqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent*.

Os valores históricos nominais dos componentes dos meios de pagamento foram transformados em valores reais correntes, a preços de janeiro de 2002, por meio da correção com o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna - (IGP-DI) calculado pela Fundação Getúlio Vargas. A escolha deste índice de preços apóia-se, em primeiro lugar, por ser o indexador utilizado pelo Banco Central do Brasil nas publicações do Boletim Mensal e, em segundo lugar, pela sua disponibilidade de

³⁰ No Anexo II é mostrado um quadro com as principais informações dos ativos monetários e financeiros utilizados.

³¹ Para uma discussão mais profunda, ver Offenbacher (1980).

dados para o período completo do estudo. Abaixo, são mostrados os gráficos das séries calculadas dos Índices Divisia Törnqvist-Theil para cada conceito dos meios de pagamento, confrontados com as séries tradicionais obtidas pela simples soma. Os gráficos iniciam-se pelo agregado M2, uma vez que o Índice Divisia para o agregado M1 é idêntico ao agregado tradicional.

*Meio de Pagamento M2 e o Índice Divisia
Törnqvist-Theil M2*

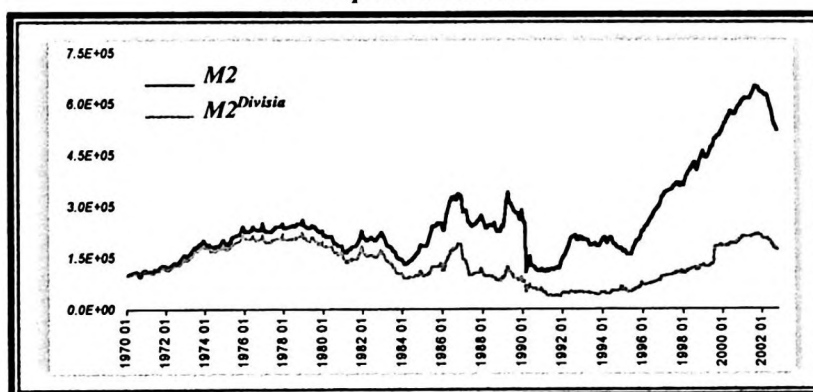


Gráfico 2.1

*Meio de Pagamento M3 e o Índice Divisia
Törnqvist-Theil M3*

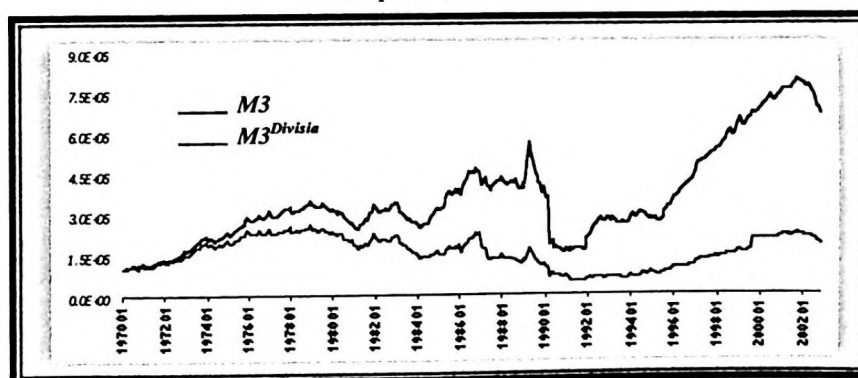


Gráfico 2.2

Por meio da visualização das séries, torna-se nítido que o Índice Divisia Törnqvist-Theil pondera a liquidez dos ativos financeiros ante os ativos monetários papel-moeda e depósitos à vista. Seu efeito gráfico é visível pelo deslocamento da série a um nível mais baixo, representando uma absorção do excesso de liquidez fornecida “indevidamente” aos ativos menos líquidos pelo critério da simples soma.

Meio de Pagamento M4 e o Índice Divisia Törnqvist-Theil M4

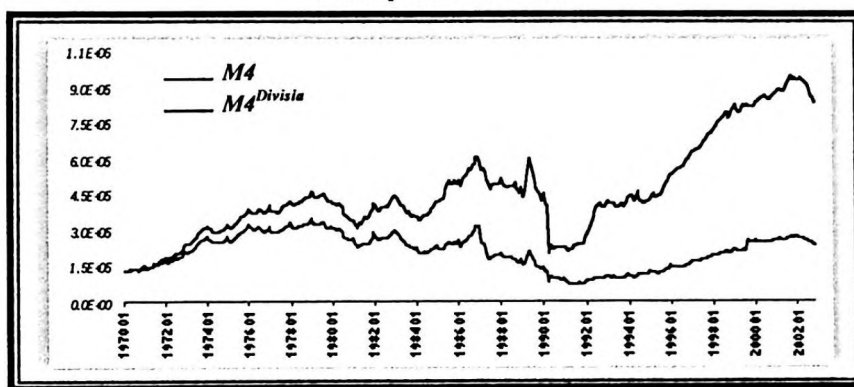


Gráfico 2.3

O mecanismo que retira liquidez dos ativos financeiros é aquele que provém maior peso aos ativos monetários de liquidez imediata, devido à sua maior participação, em peso, nos serviços monetários. Isto explica o comentário de Rossi (2000) que notou haver uma semelhança e uma maior proximidade entre as séries dos índices Divisia com o agregado M1 do que com os meios de pagamento mais amplos, como demonstram os gráficos 2.4 e 2.5.

*Meio de Pagamento M1 e o Índices Divisia
Törnqvist-Theil M2, M3 e M4*

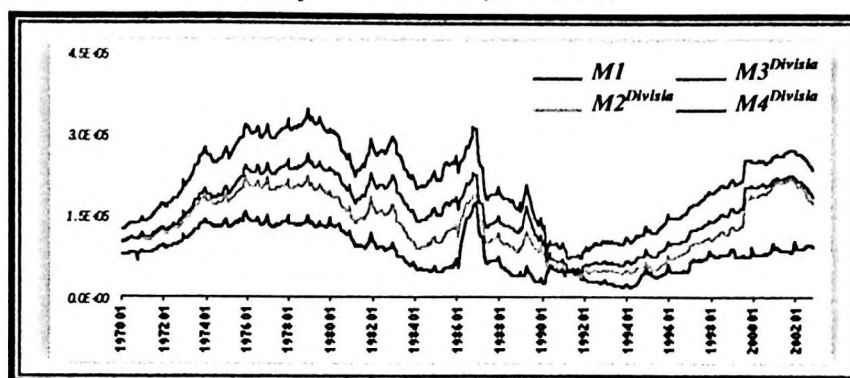


Gráfico 2.4

*Meios de Pagamento M1 e M4 e o Índice Divisia
Törnqvist-Theil M4*

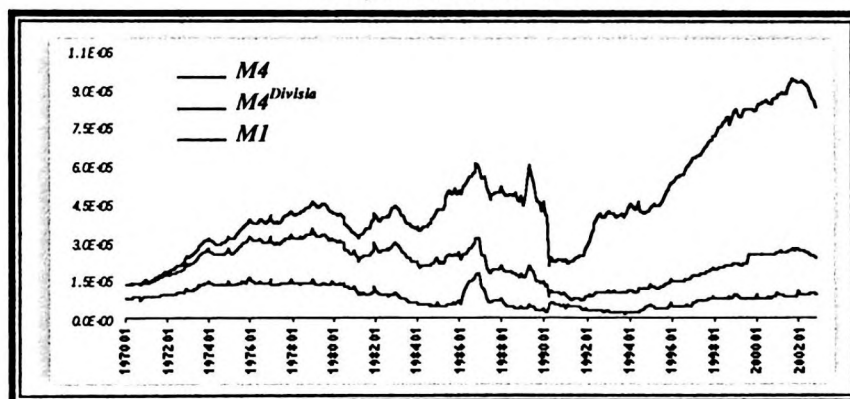


Gráfico 2.5

As séries calculadas dos agregados monetários baseados no Índice Fisher Ideal apresentaram-se quase idênticas às séries dos Índices Divisia. Na maior parte do período analisado, os dois índices são indistinguíveis, como revelam os gráficos 2.6 e 2.7. Este resultado segue o alcançado por Barnett (1980) para a economia norte-americana, entre os anos de 1968 a 1978.

Meio de Pagamento M3 e os Índices Fisher M3 e Divisia Törqvist-Theil M3

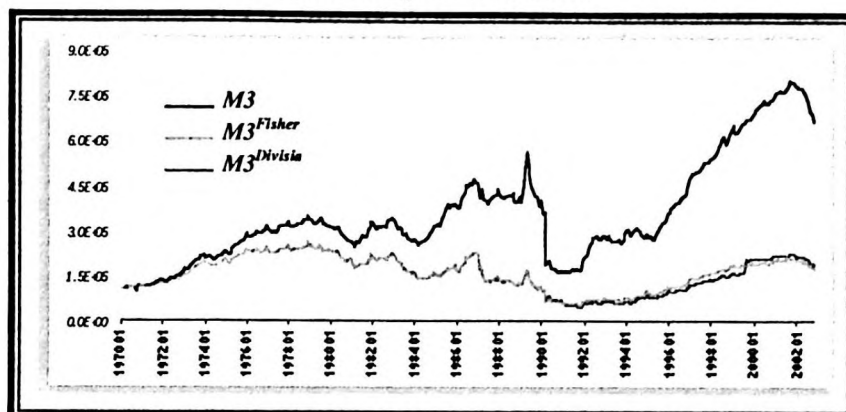


Gráfico 2.6

Meio de Pagamento M4 e os Índices Fisher M4 e Divisia Törqvist-Theil M4

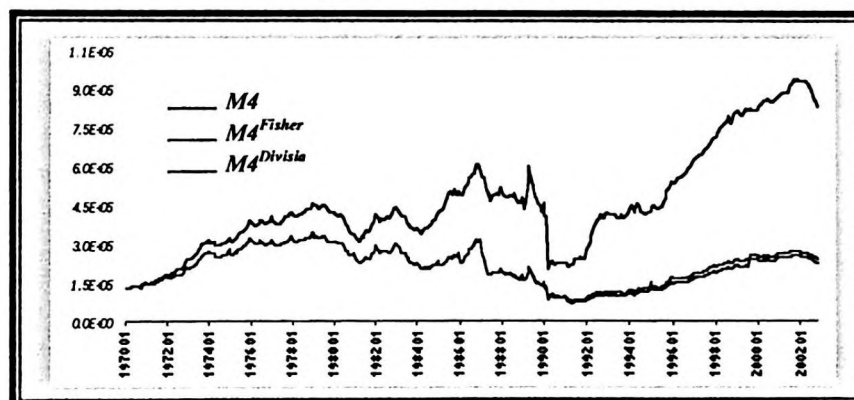


Gráfico 2.7

A explicação para esta proximidade está nas propriedades estatísticas dos dois índices. Como mencionado anteriormente, ambos são índices “Diewert-Superlativos”, e desta forma, satisfeitas as condições hipotéticas da existência de uma função de agregação e do padrão comportamental maximizador pelos consumidores, então, quaisquer dois índices superlativos apresentarão igualdade

numérica de segunda ordem. Sobre outro aspecto, é visualmente claro que as séries dos Índices Divisia e Fisher, em comparação com as séries originais dos meios de pagamento, atenuam significativamente o impacto dos choques dos planos econômicos Collor e Real que ocorreram, respectivamente, nos anos de 1990 e 1994. Por outro lado, a absorção do choque do Plano Cruzado em 1986 por esses índices parece ter sido muito próxima à maneira como foi absorvida pelo meio de pagamento M4 tradicional. Isto pode ser visualizado por meio da comparação de suas silhuetas das séries nos períodos em questão. A maneira como os índices Divisia de Fisher respondem aos choques dos planos econômicos em comparação com a trajetória do agregado tradicional depende do impacto sobre os diferentes indicadores da taxa de juros.

O índice *CE*, que passa a ser apresentado agora, diferencia-se dos dois anteriores pela sua elevada volatilidade. Essa característica é fruto da sensibilidade de sua fórmula em relação às taxas de juros na ponderação da liquidez dos ativos monetários.

Agregado Monetário Currency Equivalent M2

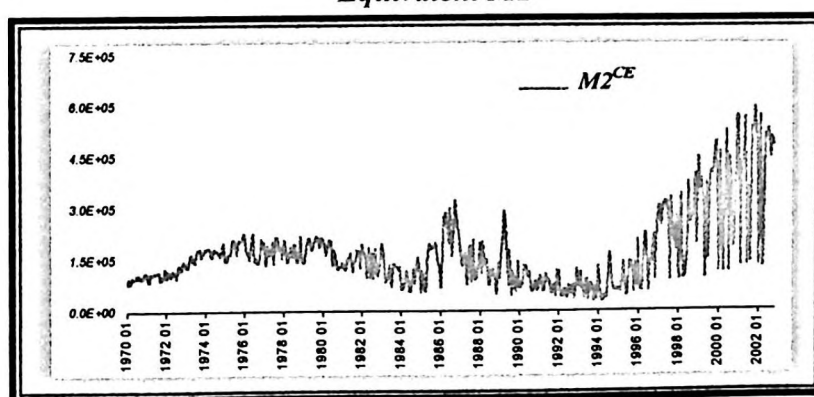


Gráfico 2.8

Por meio do gráfico 2.9, percebe-se que a amplitude da liquidez neste agregado torna-se limitada, inferiormente, pelo meio de pagamento M1 e, superiormente, pelo meio de pagamento correspondente ao nível do índice. Ou seja, como o Índice *CE* pondera a carteira dos ativos financeiros balizando pela liquidez do papel-moeda, então, quando a taxa de juros dos ativos financeiros é muito baixa, o estoque de ativos será próximo ao estoque de ativos do meio de pagamento:

$$\lim_{r_{it} \rightarrow 0} \sum_{i=0}^n \frac{R_t - r_{it}}{R_t} m_{it} = \sum_{i=0}^n m_{it} = M(I)^{\text{tradicional}}$$

No outro extremo, isto é, quando as taxas de juros pagas pelos ativos estiverem muito elevadas, próximas às do ativo referencial, então, o estoque dos ativos que compõem o índice *CE* terá uma composição próxima ao do papel-moeda em poder do público adicionada aos depósitos à vista, denominado por alguns autores como Balanços de transação:

$$\lim_{r_{it} \rightarrow R_t} \sum_{i=0}^n \frac{R_t - r_{it}}{R_t} m_{it} = m_{0t}$$

sendo: m_{0t} = Papel-moeda em Poder do Público + Depósitos à Vista, e $r_{0t} = 0$.

Meios de Pagamento M1 e M3 e o Índice CE M3

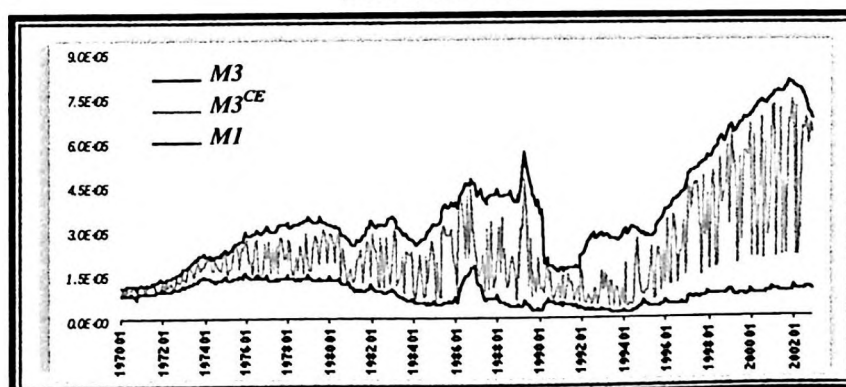


Gráfico 2.9

*Agregado Monetário Currency
Equivalent M4*

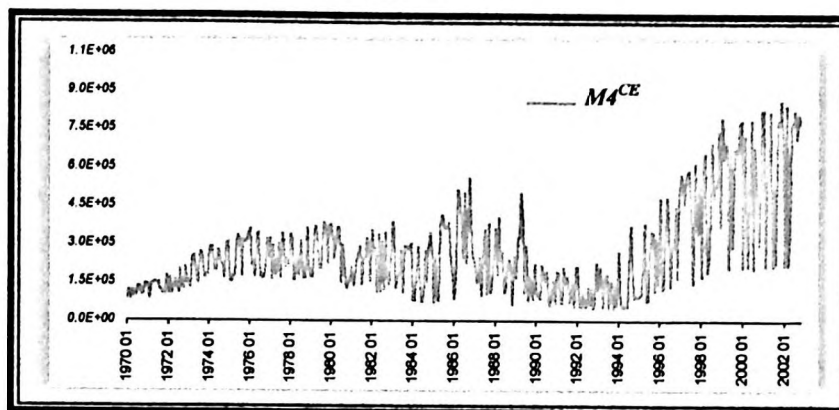


Gráfico 2.10

A suscetibilidade do agregado *CE* às taxas de juros implica que, à medida que o meio de pagamento distancia-se da base monetária, isto é, à medida que cresce a proporção de ativos monetários de menor liquidez em sua composição, a volatilidade do índice aumenta. Esta característica é mais facilmente percebida nos três gráficos apresentados sobre este índice no período posterior à implementação do Plano Real em 1994. A elevação da taxa de juros básica da economia promovida pelo Plano Real, em conjunto com o expressivo aumento de títulos lançados no mercado, refletiu-se numa forte ampliação da variância do agregado *CE*.

2.6 Conclusões Preliminares Sobre os Índices de Agregados Monetários

Diversos autores citados neste trabalho apontam o crescimento na utilização dos índices de agregados monetários como uma consequência natural condizente com o desenvolvimento da teoria econômica em consonância com as teorias da agregação e estatística. Rotemberg (1995) diz-se surpreso pela ainda não constante

utilização do índice Divisia em trabalhos de pesquisa econômica em razão da frágil fundamentação teórica dos agregados tradicionais e pela sua maior capacidade de previsão do produto interno bruto, no caso norte-americano. O exemplo tem sido dado, neste sentido, pelos bancos centrais dos países desenvolvidos, principalmente no caso norte-americano onde a publicação dos índices de agregados monetários conhecidos e a pesquisa no desenvolvimento de novos índices tornaram-se habituais. É importante, contudo, não desmerecer a importância contábil que os meios de pagamento tradicionais possuem. Tal característica não é verificada nos índices de agregados monetários apresentados, justamente pela sua capacidade de ponderar os diferentes ativos componentes de acordo com seus graus de liquidez. Os méritos dos índices de agregados monetários que se procurou destacar neste trabalho são as propriedades econômicas ideais desejáveis a uma variável econômica agregada. A divergência nas trajetórias entre os índices Diewert-Superlativos e índices compostos pela simples soma pode ser entendida apoiando-se na equação (2.13). O índice Divisia Törqvist-Theil, por exemplo, pondera os ativos monetários de maior liquidez com mais peso, uma vez que estes ativos dispõem da maior parcela dos serviços monetários (s_{it}). Em termos econômicos, a razão do maior peso dos ativos monetários de maior liquidez é que sua alta liquidez possui um grande peso nos serviços monetários prestados pelos ativos. Portanto, a inadequada ponderação dos ativos monetários na estrutura dos agregados tradicionais implica numa “precificação” incorreta do custo de uso dos ativos com menor liquidez diante dos de maior liquidez, subestimando os efeitos de substituição no processo de agregação.

Os índices de agregados monetários Divisia Törqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent* possuem propriedades econômicas e estatísticas

comprovadamente superiores àquelas fornecidas pelos agregados monetários tradicionais formados pela simples soma de seus ativos componentes. A compilação destas propriedades permite inferir sobre a qualificação de variáveis econômicas agregadas utilizadas em trabalhos empíricos. Sob termos puramente econômicos, as variáveis monetárias formadas a partir dos índices de agregados monetários possuem maior credibilidade como uma aproximação da representatividade da moeda. Portanto, apóia-se a indicação dos diversos autores mencionados neste trabalho de que a utilização destes índices deve ser priorizada, principalmente do índice Divisia Törqvist-Theil em razão da maior facilidade de sua interpretação.

3. A Neutralidade e Superneutralidade de Longo Prazo da Moeda

Previamente, no capítulo 1, foi direcionada a discussão teórica sobre o papel da moeda na determinação do produto segundo diferentes óticas do pensamento econômico. Sob a égide da teoria clássica, a definição conceitual de neutralidade de longo prazo da moeda pode ser expressa, utilizando-se da seguinte proposição:

“Uma mudança exógena e permanente no nível da oferta da moeda m , por um lado, não encerra influência sobre o nível das variáveis reais e da taxa de juros nominais, mas por outro, traz como consequência uma variação proporcional no nível de preços e de outras variáveis nominais.”

Intimamente ligado ao conceito de neutralidade de longo prazo, surge o conceito de superneutralidade de longo prazo da moeda. Este conceito procura teorizar resultados empíricos encontrados em alguns países. Por superneutralidade de longo prazo da moeda, entende-se que:

“Uma mudança exógena e permanente na taxa de crescimento da oferta de moeda m encerra variações proporcionais na taxa de juros nominais, porém não produz efeitos sobre o nível das variáveis reais”.

Embora, intuitivamente, sejam de simples compreensão, estas duas definições pecam pela falta da formalização necessária ao estudo proposto neste trabalho. Em destaque, deve-se focar o caráter permanente das mudanças presente em suas estruturas. Ele limita o foco temporal do estudo para o longo prazo, impondo com isso, restrições sobre o processo gerador das séries para a aceitação da hipótese clássica. Esta questão será tratada com maior profundidade na próxima seção.

O arcabouço teórico que será abordado a partir desta etapa passa a considerar uma estrutura econométrica ARIMA bivariada e possui, como principal referência, o trabalho publicado por Fisher & Seater na terceira edição da *American Economic Review* de 1993. A seção 3.1 prestar-se-á, portanto, à formalização dos conceitos necessários aos testes que serão apresentados no capítulo 4. A seção será disposta da seguinte forma: a princípio, propõe-se uma identificação do objeto de estudo no arcabouço ARIMA. Em seguida, serão expostas as definições formais sobre a neutralidade e superneutralidade de longo prazo dentro do referido contexto. Simultaneamente, serão discutidas algumas condições à inferência de testes, necessárias para suas identificações, utilizando-se desta metodologia. A terceira e última parte será destinada a algumas considerações do que foi mostrado.

3.1 Conceituação Formal da Neutralidade e Superneutralidade de Longo Prazo da Moeda

Sejam m_t e y_t as representações logarítmicas, respectivamente, da oferta monetária nominal M e do produto interno bruto Y , ou de outra variável representativa do nível de produção interna. Se $\langle m \rangle$ representa a ordem de integração da variável monetária, tal que $m_t \sim I(d)$ implica $\langle m \rangle = d$, e $y_t \sim I(b)$ implica $\langle y \rangle = b$ para a série do produto, então, uma representação bivariada do modelo ARIMA estacionário pode ser dada por:

$$\begin{aligned} \alpha(L)\Delta^{\langle m \rangle} m_t &= \beta(L)\Delta^{\langle y \rangle} y_t + v_t \\ \gamma(L)\Delta^{\langle y \rangle} y_t &= \delta(L)\Delta^{\langle m \rangle} m_t + \eta_t \end{aligned} \quad (3.1)$$

com $\alpha_0 = \gamma_0 = 1$, $L = (1 - B)'$ representando o polinômio defasagem e Δ' a diferença de ordem i aplicada sobre cada série. Adicionalmente, pressupõe-se que $(v_t, \eta_t)'$ seja independente e identicamente distribuído com média zero e matriz de covariância Σ . As proposições sobre a neutralidade e superneutralidade de longo prazo da moeda exprimem a possível relação causal entre mudanças exógenas em v_t sobre variações em m_t , y_t , Δm_t e Δy_t . As definições da neutralidade e da superneutralidade de longo prazo são expressas em termos da derivada de longo prazo, definida abaixo. Como auxílio, denomina-se $g_t \equiv \Delta' m$ e $h_t \equiv \Delta' y$ tal que $i = \{0, 1\}$.

Definição 1. A Derivada de Longo Prazo (DLP) de h_t com relação a mudanças permanentes em g_t é definida como: Se $\lim_{p \rightarrow \infty} \frac{\partial g_{t+p}}{\partial \mu_t} \neq 0$, então

$$DLP_{h,g} \equiv \lim_{p \rightarrow \infty} \frac{\partial h_{t+p} / \partial \mu_t}{\partial g_{t+p} / \partial \mu_t}$$

Especificamente, se $\lim_{p \rightarrow \infty} \frac{\partial g_{t+p}}{\partial \mu_t} = 0$, então, não existem mudanças permanentes na variável monetária e isto implica a impossibilidade de se fazer afirmações sobre a neutralidade ou superneutralidade da moeda. A derivada de longo prazo expressa o efeito de um distúrbio monetário sobre h_t em relação ao efeito do distúrbio monetário sobre g_t . Fisher & Seater (1993) mostraram que os valores de $DLP_{h,g}$ dependem da ordem de integração das variáveis g_t e h_t . O quadro abaixo exprime esses resultados.

Derivada de Longo Prazo

Ordem de Integração	$DLP_{h,g}$
$\langle g \rangle < 1$	Indefinido
$\langle g \rangle - \langle h \rangle > 0$	= 0
$\langle g \rangle - \langle h \rangle = 0$	= $\delta(1)/\gamma(1)$
$\langle g \rangle - \langle h \rangle = -1$	= $\delta^*(1)/\gamma(1)$

Quadro 3.1.1

sendo $\delta^*(L) \equiv (1-L)^{-1}\delta(L)$. Embasado no conceito de derivada de longo prazo, define-se neutralidade e de longo prazo como:

Definição 2. A moeda é neutra no longo prazo se $DLP_{y,m} = \psi$, tal que $\psi = 1$ se y_t for uma variável nominal e $\psi = 0$ se y_t for uma variável real ou a taxa de juros nominal.

Por sua vez, a superneutralidade monetária de longo prazo é definida da seguinte forma:

Definição 3. A moeda é superneutra no longo prazo se $DLP_{y,\Delta m} = \eta$, tal que $\eta = 1$ se y_t for uma variável nominal e $\eta = 0$ se y_t for uma variável real.

A partir do que foi exposto acima, identificam-se quatro diferentes casos de restrição à análise da neutralidade e da superneutralidade monetária de longo prazo em função da ordem de integração das variáveis consideradas no modelo (3.1):

Restrições da Neutralidade e Superneutralidade

$NLP_{v,m}$		$SNLP_{v,m}$	
$DLP_{v,m} = \psi$		$DLP_{v,\Delta m} = \eta$	
$\langle m \rangle < 1$	Indefinido	$\langle \Delta m \rangle < 1$	Indefinido
$\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$	= 0	$\langle \Delta m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$	= 0
$\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$	= $\delta(1)/\gamma(1)$	$\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$	= $\delta(1)/\gamma(1)$
$\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$	= $\delta^*(1)/\gamma(1)$	$\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$	= $\delta^*(1)/\gamma(1)$

Quadro 3.1.2

i. $\langle m \rangle < 1$ e $\langle \Delta m \rangle < 1$ implicam, respectivamente, $DLP_{y,m}$ e $DLP_{y,\Delta m}$

indefinidas, uma vez que não existem mudanças permanentes em m_t e

Δm_t . Portanto, a neutralidade e a superneutralidade de longo prazo não se

aplicam nestes casos.

ii. $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ e $\langle \Delta m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ implicam $DLP_{y,m} = 0$ e $DLP_{y,\Delta m} = 0$.

Neste caso, a $NLP_{y,m}$ e a $SNLP_{y,m}$ são garantidas independentemente dos

parâmetros $\gamma(L)$ do modelo (3.1).

iii. $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ e $\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$. Nestes casos, a $NLP_{y,m}$ e a $SNLP_{y,m}$

implicam $DLP_{y,m} = \delta(1)/\gamma(1) = \psi$ e $DLP_{y,\Delta m} = \delta(1)/\gamma(1) = \eta$. Quando

$\langle m \rangle = \langle y \rangle = 2$, a equação (3.1) revela $DLP_{y,m} = DLP_{\Delta y, \Delta m}$. Sob esta

condição, mesmo rejeitando-se a hipótese de superneutralidade monetária,

a hipótese de neutralidade sempre se confirma uma vez que

$\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ implica $\psi = 0$.

iv. $\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$ e $\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$. A $NLP_{y,m}$ e a $SNLP_{y,m}$ implicam

$DLP_{y,m} = \delta^*(1)/\gamma(1) = \psi$ e $DLP_{y,\Delta m} = \delta^*(1)/\gamma(1) = \eta$, e ambos implicam

$\gamma(1) = 0$. Sob esta condição, $SNLP_{y,m}$ pressupõe $NLP_{y,m}$.

Limitando-se às variáveis cuja ordem de integração não seja superior a dois, caso considerado das variáveis econômicas, a identificação da neutralidade monetária de longo prazo em relação ao produto restringe-se aos casos em que a variável representativa da moeda obedeça à condição de ser integrada, no mínimo, de primeira ordem, enquanto a variável de representativa do produto pode ser

estacionária ou integrada de primeira ou segunda ordem. No caso da identificação do comportamento de superneutralidade da moeda, a condição imposta é que a variável monetária seja integrada de segunda ordem, não impondo restrições à ordem de integração da variável de produção.

Em conclusão das duas seções apresentadas até agora, foram expostas as definições conceituais e formais sobre a neutralidade e superneutralidade monetária. A primeira preocupou-se com a intuição econômica da neutralidade e da superneutralidade, enquanto que a segunda deteve-se à formalização, enquanto condição necessária aos testes propostos no quarto capítulo deste trabalho.

3.2 As Diferentes Metodologias de Avaliação: Um Apanhado sobre os Principais Trabalhos Realizados no País e no Exterior

A partir da década de setenta e principalmente ao longo das décadas de oitenta e noventa, houve uma grande guinada no desenvolvimento do instrumental econométrico baseado nas séries de tempo. Foi neste período também que houve o maior avanço na produção científica que buscava uma comprovação empírica da tese da neutralidade monetária em relação à renda. O intuito deste capítulo é expor, resumidamente, uma pequena parcela dos trabalhos realizados neste campo, buscando esboçar a trajetória da evolução técnica e teórica pela qual o tema vem sendo estudado.

Entre todos os autores envolvidos na busca da comprovação empírica sobre a relação entre moeda e produto, Christopher Sims deve ser destacado como um dos maiores expoentes. Este autor é responsável pela apresentação de diferentes

metodologias estatísticas que acompanharam a evolução dos modelos de séries de tempo, com vistas a identificar as possíveis relações existentes entre diferentes variáveis econômicas como, por exemplo, o desenvolvimento dos modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Um de seus principais trabalhos, denominado “Money, Income and Causality”, faz parte de um artigo clássico de 1972 que é considerado como um marco no estudo da neutralidade monetária. Sims propôs um teste que buscava evidenciar possíveis relações causais entre a moeda e o produto. Este teste, que ficou conhecido como Teste de Sims, ou ainda como St. Luis Equation, procurava uma comprovação formal a respeito de um dos principais fundamentos da teoria econômica keynesiana, de que variações na oferta monetária possuem impacto positivo sobre a demanda agregada e, portanto, incidem positivamente sobre o nível do produto na economia. Fundamentado no Teste de Causalidade de Granger, o teste de Sims procurou evidências da existência da causalidade unidirecional entre moeda e produto, ou seja, da não neutralidade monetária, e, inversamente, entre o produto e a moeda, como uma indicação da passividade monetária ao nível da renda. Sims também buscou evidências da existência da causalidade bidirecional entre as variáveis. Este instrumental econométrico baseava-se no “pré-branqueamento” das séries por meio de filtros auto-regressivos e na aplicação de testes que buscavam identificar alguma correlação conjunta restante entre as séries. Posteriormente, este autor desenvolveu técnicas econométricas baseadas nos modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) para tentar superar as críticas feitas de que tal metodologia não conseguia captar corretamente a relação de causalidade entre as séries estudadas³². Os resultados dos

³² Feige & Pearce (1979)

novos modelos propostos por Sims para o mesmo período estudado anteriormente foram ratificados em diversos trabalhos posteriores³³.

Ao longo dos anos 80 e 90, ocorreu uma verdadeira corrida pela busca da comprovação, ou negação, dos testes realizados anteriormente para a economia norte-americana e de outros países desenvolvidos. A partir desta época, passa a ser evidenciada, nos trabalhos empíricos, a distinção entre os conceitos de neutralidade da moeda no curto e no longo prazo. Os estudos mais recentes da década de 90 procuraram incorporar as técnicas mais modernas envolvendo a identificação da estacionariedade das séries pelos testes de raiz unitária e a análise de cointegração. Walsh (1998) descreve trabalhos empíricos relacionados com a política monetária e seus efeitos sobre a economia, sob a distinção entre os efeitos de curto e de longo prazo. Entre eles, e outros, foram selecionados alguns que abordam, sob diferentes concepções, a análise da neutralidade da moeda em relação ao produto. Andersen & Karnosky (1972), por exemplo, especificaram um modelo envolvendo o produto, a oferta monetária e o gasto governamental dos E.U.A em primeiras diferenças. A evidência do modelo aponta para a existência da neutralidade monetária para aquele país. Fisher & Seater (1993), referência de quase todos os estudos recentes do tema, conceituaram formalmente os conceitos de neutralidade e superneutralidade monetária de longo prazo e propuseram um teste baseado em um modelo VAR estacionário. Em seu exemplo empírico, os autores utilizaram os mesmos dados anuais de Friedman & Schwartz (1982) dos E.U.A, para o período entre 1869 a 1975. As variáveis utilizadas, oferta monetária, nível de preços, renda nominal e renda real foram consideradas como integradas de ordem um e, portanto, de acordo com seus

³³ Três textos merecem destaque: “Macroeconomic and Reality”, Sims (1980); “Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered”, Sims (1980); e “What Does Monetary Policy Do?”, Leeper, Sims & Zha (1996).

pressupostos, foi testada a restrição de neutralidade de longo prazo. Segundo os autores, os resultados não foram homogêneos. Para os dados envolvendo a renda nominal e o nível de preços, os resultados apontaram para a neutralidade monetária. Já quando considerado o produto real, os resultados rejeitaram a hipótese da neutralidade. Rotemberg, Driscoll & Poterba (1995), utilizando os conceitos de Fisher & Seater, testaram a hipótese de neutralidade monetária de longo prazo utilizando os agregados monetários tradicionais obtidos pela simples soma e os agregados *Currency Equivalent* e *Divisia* com dados mensais dessazonalizados sobre a economia dos E.U.A, a partir do ano de 1959. Com base no modelo

$$\Delta \ln y_t = \alpha + \delta t + \beta(L)\Delta \ln y_t + \gamma(L)\Delta \ln m_t + \varepsilon_t$$

foram aplicados testes sobre a hipótese $\Upsilon_{ym} = (1 - \beta(1))^{-1}\gamma(1) = 0$. Seus resultados apontaram para a rejeição da hipótese de neutralidade de longo prazo envolvendo os agregados M1, M2 e M2^{Divisia} e M3^{Divisia} e sua não rejeição quando considerados os agregados *Currency Equivalent*. King & Watson (1997) desenvolveram uma metodologia de análise da neutralidade e da superneutralidade monetária de longo prazo, também baseada na conceituação de Fisher & Seater, mas sob uma abordagem econométrica distinta. Sua tática é a mesma utilizada neste trabalho e, portanto, será melhor apresentada no quinto capítulo. Os autores utilizaram dados trimestrais da economia norte-americana do pós II Grande Guerra. Em Resumo, o trabalho procurou testar as restrições apresentadas na seção (3.1), considerando um modelo de equações simultâneas estacionário no qual a oferta monetária é especificada endogenamente. Em razão da impossibilidade de estimar tal modelo pelos métodos tradicionais, os autores propuseram um procedimento baseado em simulações. Com base no agregado monetário M2 e no produto interno bruto, os autores concluíram

sobre a existência da neutralidade monetária de longo prazo nos E.U.A, no período analisado. Os autores também testaram a hipótese de superneutralidade sobre as mesmas variáveis. Contudo, pelos resultados apresentados no texto, o teste da superneutralidade realizado foi metodologicamente incorreto devido à forte indicação de que as séries M2 e produto nacional bruto serem integradas apenas de primeira ordem. Serletis & Koustas (2001) aplicaram a metodologia de King & Watson sobre os dados trimestrais norte-americanos para o período entre 1960 e 1996, buscando indícios da neutralidade e superneutralidade monetária de longo prazo. Os autores utilizaram os agregados monetários tradicionais e os índices de agregados monetários Divisia e *Currency Equivalent*. Todos os níveis de agregação do índice *Currency Equivalent* e o produto nacional bruto revelaram-se integrados de primeira ordem, enquanto todos os agregados tradicionais e todos os Divisia revelaram-se integrados de segunda ordem. Estatisticamente, a identificação da ordem de integração dos agregados tradicionais e dos Divisia realizada pelos autores foi feita de maneira imprópria. Sua metodologia foi aplicar o teste de Dickey-Fuller Aumentado sobre a primeira diferença das séries, ao invés de aplicar o teste de Dickey-Panula para mais de uma raiz unitária. Portanto, os resultados com maior credibilidade são aqueles envolvendo apenas os agregados *Currency Equivalent*. Seguindo a metodologia de Fisher & Seater (1993), os autores realizaram testes de neutralidade de longo prazo com os agregados *Currency Equivalent* e testes de superneutralidade de longo prazo com os agregados tradicionais e Divisia. Seus resultados indicaram a existência de um comportamento neutro da moeda no longo prazo e a inexistência de superneutralidade monetária de longo prazo para o período considerado.

Dois trabalhos sobre a economia brasileira foram selecionados para esta seção. Garcia & Oliveira (1987) procuraram testar possíveis relações de causalidade entre a moeda, o crédito e a renda nominal no Brasil, no período entre 1975 a 1985. As séries monetárias utilizadas foram os meios de pagamentos M1, M2, M3 e M4. As séries representativas do crédito foram os Empréstimos do Banco do Brasil e o Total de Empréstimos Nacional. Seus testes, utilizando a metodologia de Liu & Hanssens (1982), indicaram a existência de causalidade entre as variáveis monetárias e de crédito no sentido da renda nominal, sem existência de causalidade inversa. Utilizando a metodologia de Hsiao (1979), os autores constataram a existência de causalidade no conceito de Granger nas duas direções entre as variáveis monetárias, de crédito e da renda nominal. Bae & Ratti (2000) aplicaram os conceitos e a metodologia de Fisher & Seater sobre dados da Argentina e do Brasil, respectivamente, para os períodos entre 1884 a 1996 e 1912 a 1995 buscando indícios sobre neutralidade e superneutralidade monetária de longo prazo nestes países. Os dados utilizados envolveram apenas o agregado monetário M2 e o produto interno bruto para os dois casos. Seus resultados, para os dois países, foram paralelos, sendo que tanto para o Brasil quanto para a Argentina, não se rejeitou a hipótese de neutralidade monetária de longo prazo e rejeitou-se a hipótese de superneutralidade de longo prazo para ambos.

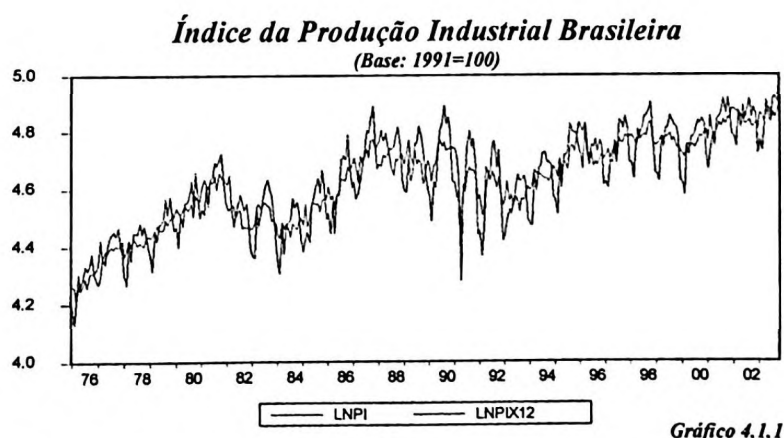
4. Avaliação da Neutralidade Monetária de Longo Prazo no Brasil

4.1 Apresentação do Modelo

O modelo utilizado neste trabalho para avaliar a existência de indícios que corroborem a hipótese clássica da neutralidade monetária de longo prazo foi construído sobre o arcabouço conceitual abordado no capítulo 3. Tradicionalmente, os testes de neutralidade e de superneutralidade da moeda partem de restrições impostas sobre um conjunto de parâmetros estimados de modelos de vetores autorregressivos (VAR). Contudo, a especificação dos modelos VAR impossibilita a avaliação contemporânea das correlações entre as variáveis de interesse. A metodologia adotada neste trabalho segue aquela desenvolvida por King & Watson (1997), baseada num sistema dinâmico de equações simultâneas estacionário. Nele, a oferta monetária é especificada endogenamente, tornando ineficazes os métodos de estimação convencionais. O procedimento de modelagem adotado neste estudo vem sendo crescentemente utilizado em trabalhos “macro-econômicos” recentes devido à ampla gama de informações adicionais que ela gera, proporcionando maior robustez às conclusões. Sims e Blanchard, entre outros, utilizaram-se desta metodologia em trabalhos publicados. O procedimento baseia-se em simulações formuladas a partir de reparametrizações do sistema estimado por meio de variáveis instrumentais pelo Método de Momentos Generalizados (GMM).

A caracterização do comportamento de neutralidade da moeda em relação ao produto no longo prazo elaborada por Fisher & Seater (1993), obedece a condições de identificação sobre o comportamento histórico das séries. Portanto, a primeira

etapa no processo de especificação do modelo de equações simultâneas é a análise da condição de estacionariedade das séries. A análise foi realizada com base nos testes de raiz unitária de Dickey-Pantula (DP), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e KPSS. O teste de Dickey-Pantula foi utilizado para verificar a existência de mais de uma raiz unitária, enquanto que os testes ADF, PP e KPSS destinaram-se à análise da existência de apenas uma raiz unitária nas séries. O teste KPSS além de inferir sobre a estacionariedade da série no nível, ele adicionalmente possibilita testar a estacionariedade da série em torno de uma tendência determinista. As séries selecionadas para esta etapa do trabalho como representativas do nível do produto e da oferta monetária são, respectivamente, o Índice da Produção Industrial Brasileira da Indústria em Geral calculado pelo IBGE e todos os agregados monetários abordados no capítulo 2 deste trabalho em todos seus níveis de agregação. Dado à sua própria natureza, a série da produção industrial apresentou um forte padrão sazonal, enquanto que as séries dos agregados monetários apresentaram, em sua maioria, algum padrão sazonal para determinados meses. O gráfico 4.1.1 abaixo mostra o logaritmo neperiano da série do índice da produção industrial brasileira original e dessazonalizada pelo método X12³⁴.



³⁴Método Census X12 de ajustamento sazonal mensal desenvolvido pelo U.S. Census Bureau.

Com o intuito de proporcionar maior suporte às conclusões sobre a neutralidade monetária de longo prazo no Brasil, por um lado, e visando considerar as críticas de que a dessazonalização compromete informações relevantes sobre o comportamento das séries, por outro, neste trabalho realizou-se a inferência tanto para as séries originais quanto para as séries dessazonalizadas pelo filtro X12. As tabelas 4.1.1 e 4.1.2 resumem, respectivamente, os resultados dos testes de raiz unitária para as séries originais e dessazonalizadas.

Resultados dos Testes de Raiz Unitária: Séries Originais

Variáveis	Dickey-Pantula (DP)			Dickey-Fuller	Phillips-Perron	KPSS		Ordem de Integração
				Aumentado (ADF)	(PP)	Nível	Tend.	
	3 R.U.	2 R.U.	1 R.U.	1 R.U.	1 R.U.	1 R.U.		
M1 ^{SS}	-8.382**	-4.863**	-0.294	-0.294	-0.259	2.162**	0.903**	I(1)
M2 ^{SS}	-12.094**	-7.545**	0.572	0.597	0.754	2.066**	0.783**	I(1)
M2 ^{Divisia}	-10.512**	-4.086**	-0.264	-0.171	-0.071	1.771**	0.989**	I(1)
M2 ^{Fischer}	-10.161**	-4.266**	-0.278	-0.178	-0.079	1.543**	1.054**	I(1)
M2 ^{CE}	-11.573**	-7.941**	0.498	0.489	0.101	0.904**	0.878**	I(1)
M3 ^{SS}	-9.620**	-8.578**	0.795	0.971	0.95	2.149**	0.640**	I(1)
M3 ^{Divisia}	-10.565**	-4.013**	-0.309	-0.377	-0.075	1.959**	0.938**	I(1)
M3 ^{Fischer}	-9.904**	-4.222**	-0.368	-0.431	-0.152	1.931**	0.946**	I(1)
M3 ^{CE}	-11.669**	-8.939**	0.549	0.549	0.125	1.048**	0.82**	I(1)
M4 ^{SS}	-12.400**	-4.827**	0.506	0.607	0.95	2.532**	0.678**	I(1)
M4 ^{Divisia}	-10.176**	-4.333**	-0.341	-0.392	-0.133	2.119**	0.930**	I(1)
M4 ^{Fischer}	-9.562**	-4.441**	-0.404	-0.425	-0.207	2.086**	0.923**	I(1)
M4 ^{CE}	-11.497**	-9.098**	0.484	0.604	0.101	1.095**	0.819**	I(1)
PI	-7.740**	-4.890**	1.075	1.254	0.576	3.945**	0.201*	I(1)

Tabela 4.1.1

Resultados dos Testes de Raiz Unitária: Séries Dessazonalizadas

Variáveis	Dickey-Pantula (DP)			Dickey-Fuller	Phillips-Perron	KPSS		Ordem de Integração
				Aumentado (ADF)	(PP)	Nível	Tend.	
	3 R.U.	2 R.U.	1 R.U.	1 R.U.	1 R.U.	1 R.U.		
M1 ^{SS X12}	-8.991**	-4.042**	-0.276	-0.302	-0.243	2.162**	0.907**	I(1)
M2 ^{SS X12}	-7.032**	-5.257**	0.539	0.540	0.661	2.065**	0.784**	I(1)
M2 ^{Divisia X12}	-8.587**	-3.270**	-0.299	-0.300	-0.088	1.773**	0.989**	I(1)
M2 ^{Fischer X12}	-4.611**	-3.878**	-0.210	-0.211	-0.083	1.546**	1.055**	I(1)
M2 ^{CE X12}	-8.373**	-3.403**	0.509	0.513	0.371	0.904**	0.878**	I(1)
M3 ^{SS X12}	-6.925**	-5.613**	0.803	0.779	0.830	2.148**	0.640**	I(1)
M3 ^{Divisia X12}	-4.337**	-3.832**	-0.274	-0.275	-0.075	1.962**	0.939**	I(1)
M3 ^{Fischer X12}	-4.569**	-4.310**	-0.326	-0.326	-0.133	1.934**	0.947**	I(1)
M3 ^{CE X12}	-8.406**	-3.621**	0.646	0.630	0.389	1.048**	0.820**	I(1)
M4 ^{SS X12}	-4.710**	-4.330**	0.843	1.001	0.865	2.532**	0.679**	I(1)
M4 ^{Divisia X12}	-4.643**	-4.341**	-0.284	-0.284	-0.122	2.122**	0.931**	I(1)
M4 ^{Fischer X12}	-4.628**	-4.365**	-0.356	-0.349	-0.177	2.090**	0.924**	I(1)
M4 ^{CE X12}	-8.345**	-4.036**	0.667	0.667	0.446	1.095**	0.819**	I(1)
PI-SA ^{MM}	-7.646**	-9.399**	1.870	1.501	1.102	4.222**	0.260**	I(1)
PI-SA ^{X12}	-8.000**	-5.245**	1.641	1.255	1.402	4.262**	0.274**	I(1)

Valores assinalados com (*) e (**) rejeitam a hipótese de existência de raiz unitária aos níveis de significância de 95% e 99%, respectivamente. A hipótese nula do teste KPSS é a estacionariedade da série no nível e em torno de uma tendência determinista.

Tabela 4.1.2

Em todos os casos, rejeitou-se a hipótese de existência de três e de duas raízes unitárias. Sendo assim, os testes apresentados acima concordam entre si na indicação de que todas as séries são integradas de primeira ordem. De acordo com as restrições retratadas no capítulo 3 no quadro 3.1.2, a identificação $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ representa a condição necessária à identificação da neutralidade monetária de longo prazo em relação ao produto. Segundo a concepção de King & Watson (1997), os testes de neutralidade de longo prazo são ineficazes na presença de cointegração entre as variáveis. Serletis & Koustas (2001) explicam que, se as variáveis são não estacionárias e cointegradas, então, não será possível definir um vetor autorregressivo de ordem finita em primeiras diferenças e isto, por si só, torna-se suficiente para rejeitar o comportamento de neutralidade de longo prazo. Portanto, foi realizada uma análise sobre a cointegração entre as variáveis baseada nos testes de Engle-Granger e de Johansen. Devido à grande quantidade de informações exibidas nos testes de cointegração, e à superioridade do teste de Johansen ante o de Engle-Granger, os resultados do teste de Johansen serão comentados e expostos abaixo, enquanto que a exposição dos resultados do teste de Engle-Granger será limitada às Tabelas *A.III* e *A.IV*, ao final do trabalho.

O método de Johansen pressupõe a correta especificação do modelo VAR base em relação aos termos deterministas e à estrutura de defasagens temporais das variáveis. As especificações em relação aos termos deterministas foram baseadas nas estatísticas descritivas das séries no nível e em primeiras diferenças. As estatísticas mostradas ao fim do trabalho nas Tabelas *A.I* e *A.II* referem-se às séries originais e dessazonalizadas. Pelo teste de hipótese sobre a média das variáveis, rejeitou-se, em ambos os casos, a hipótese de média zero, $E[x_t] \neq 0$. Sob a primeira diferença, em

ambos os casos, não se rejeitou a hipótese $E[\Delta x_t] = 0$. Estes resultados segundo Hendry & Juselius (2000b) são consistentes com a inexistência de tendência determinista nas séries e nas relações de cointegração. A constante no espaço de cointegração utilizada nas especificações dos modelos justifica-se pela diferença na unidade de medida entre a variável monetária e de produto, e implica que, se existir relação de equilíbrio de longo prazo, sua média será diferente de zero. A estrutura de defasagens dos modelos foi escolhida entre as indicações dos Critérios de Informação de Hanna Quin, Schwartz e Akaike e no teste LM de redução do sistema.

Uma das dificuldades técnicas imposta aos testes foi a existência de *outliers* nas séries, advindos de planos econômicos ocorridos no Brasil. A identificação dos *outliers* foi feita baseando-se nos limites de um intervalo de confiança de três desvios padrões dos resíduos dos modelos VAR, como pode ser visualizado para todos os pares de séries ao final do trabalho, na Figura A.II. Como praxe, incorporam-se variáveis *dummy* de intervenção, capazes de captar os efeitos dos *outliers* sobre a distribuição dos resíduos, abstraindo-os do modelo estimado. Porém, tais componentes afetam as estatísticas calculadas e a distribuição assintótica do teste. Com vistas a este problema, buscou-se minimizar seus efeitos pela limitação do número de *dummies* e pela elevação do número de defasagens temporais nos modelos VAR testados. A adição de *dummies* no modelo VAR provoca uma elevação no valor calculado das estatísticas do teste de cointegração e, com isso, induz ao problema da inferência estatística conhecido como Erro do Tipo I. Ou seja, a introdução de variáveis *dummy* no modelo induz à rejeição da hipótese de não cointegração, quando ela é verdadeira. Por outro lado, sabe-se que os valores tabelados das estatísticas para os testes de cointegração são baseados numa generalização da distribuição assintótica

do tipo Dickey Fuller Aumentado³⁵. A introdução de termos deterministas e de *dummies* nos modelos com este tipo de distribuição provoca um aumento dos valores tabelados para um mesmo nível de significância. A par disto, todos os testes de cointegração foram realizados envolvendo modelos com e sem *dummies* em suas especificações. Em nenhum caso envolvendo o agregado M1 ou os índices de agregados monetários Divisia, Fisher e *CE*, os resultados dos testes com e sem *dummies* foram contraditórios. Eles apontaram para a não existência de cointegração. Esta harmonia indica a robustez deste resultado, uma vez que as *dummies* reduzem os limites de sua aceitação. Já os resultados envolvendo os agregados monetários pela simples soma M2, M3 e M4, com e sem *dummies*, foram contraditórios em suas indicações. A existência da relação de longo prazo entre as variáveis foi largamente aceita com a introdução de apenas uma *dummy*, enquanto que os modelos desprovidos deste termo rejeitaram a hipótese de cointegração. Uma vez que a introdução de apenas uma variável *dummy* produziu um efeito significativo sobre a normalidade dos resíduos do modelo VAR e fez com que a hipótese de cointegração entre as variáveis fosse aceita com uma diferença representativa, presume-se que, mesmo não se tendo acesso aos valores assintóticos tabelados para os testes específicos com as *dummies*, não se pode rejeitar os indícios de ocorrência de cointegração. Abaixo, nas tabelas 4.1.3 e 4.1.4, são mostrados os resultados sobre os testes de cointegração, segundo a metodologia de Johansen, utilizando *dummies* nas séries originais e dessazonalizadas. Os resultados dos testes realizados sem a inclusão das variáveis *dummy*, estão anexos nas Tabelas A.IV e A.V ao final do trabalho.

³⁵ Johansen & Nielsen (1993)

Resultados dos Testes de Cointegração: Séries Originais

Johansen								King & Watson	
PI	Lags do VAR	Termos Deterministas	Dummies Pulse	Posto: $\pi = 0$				Critério de Cointegração do Modelo	Proposição sobre a Neutralidade de Longo Prazo a ser Testada
				Est. do Traço $\eta(r)$	VC (95%)	Est. Máximo Autovalor $\zeta(r)$	VC (95%)		
M1 ^{SS}	15	Constante Restrita	5	10.46	20.00	8.09	15.70	Não	Neutralidade
M2 ^{SS}	14	Constante Restrita	1	24.12*	20.00	16.23*	15.70	Sim	Não Neutralidade
M2 ^{Divisia}	14	Constante Restrita	4	13.48	20.00	9.51	15.70	Não	Neutralidade
M2 ^{Fisher}	14	Constante Restrita	2	13.32	20.00	8.20	15.70	Não	Neutralidade
M2 ^{CE}	15	Constante Restrita	3	9.85	20.00	8.04	15.70	Não	Neutralidade
M3 ^{SS}	14	Constante Restrita	1	26.68**	20.00	17.53*	15.70	Sim	Não Neutralidade
M3 ^{Divisia}	14	Constante Restrita	4	14.91	20.00	9.28	15.70	Não	Neutralidade
M3 ^{Fisher}	14	Constante Restrita	3	14.80	20.00	8.08	15.70	Não	Neutralidade
M3 ^{CE}	15	Constante Restrita	2	9.56	20.00	7.56	15.70	Não	Neutralidade
M4 ^{SS}	14	Constante Restrita	1	34.46**	20.00	23.81**	15.70	Sim	Não Neutralidade
M4 ^{Divisia}	14	Constante Restrita	4	14.36	20.00	7.73	15.70	Não	Neutralidade
M4 ^{Fisher}	14	Constante Restrita	3	15.87	20.00	9.37	15.70	Não	Neutralidade
M4 ^{CE}	15	Constante Restrita	2	9.23	20.00	7.23	15.70	Não	Neutralidade

Tabela 4.1.3

Resultados dos Testes de Cointegração: Séries Dessazonalizadas

Johansen								King & Watson	
PI-SA ^{X12}	Lags do VAR	Termos Deterministas	Dummies Pulse	Posto: $\pi = 0$				Critério de Cointegração do Modelo	Proposição sobre a Neutralidade de Longo Prazo a ser Testada
				Est. do Traço $\eta(r)$	VC (95%)	Est. Máximo Autovalor $\zeta(r)$	VC (95%)		
M1 ^{SS X12}	14	Constante Restrita	3	16.65	20.00	13.22	15.70	Não	Neutralidade
M2 ^{SS X12}	15	Constante Restrita	1	26.18**	20.00	17.24**	15.70	Sim	Não Neutralidade
M2 ^{Divisia X12}	12	Constante Restrita	3	13.44	20.00	10.81	15.70	Não	Neutralidade
M2 ^{Fisher X12}	13	Constante Restrita	2	13.11	20.00	8.45	15.70	Não	Neutralidade
M2 ^{CE X12}	15	Constante Restrita	1	12.28	20.00	9.75	15.70	Não	Neutralidade
M3 ^{SS X12}	14	Constante Restrita	1	26.57**	20.00	17.87*	15.70	Sim	Não Neutralidade
M3 ^{Divisia X12}	14	Constante Restrita	2	13.55	20.00	9.86	15.70	Não	Neutralidade
M3 ^{Fisher X12}	13	Constante Restrita	2	13.13	20.00	9.27	15.70	Não	Neutralidade
M3 ^{CE X12}	13	Constante Restrita	1	11.85	20.00	9.62	15.70	Não	Neutralidade
M4 ^{SS X12}	14	Constante Restrita	1	32.07**	20.00	21.77**	15.70	Sim	Não Neutralidade
M4 ^{Divisia X12}	14	Constante Restrita	2	13.58	20.00	9.32	15.70	Não	Neutralidade
M4 ^{Fisher X12}	13	Constante Restrita	1	14.92	20.00	11.41	15.70	Não	Neutralidade
M4 ^{CE X12}	13	Constante Restrita	1	11.50	20.00	9.22	15.70	Não	Neutralidade

Valores assinalados com (**) não rejeitam a hipótese de cointegração ao nível de 95% de significância.

Tabela 4.1.4

Em síntese, tanto pela metodologia de Johansen quanto pela metodologia de Engle-Granger, rejeitou-se a hipótese de que o meio de pagamento M1 e todos os índices de agregados monetários, em qualquer nível de agregação, sejam cointegrados com a variável de produção. Os resultados acima permitem que o

modelo (3.1) seja escrito na forma de um modelo dinâmico de equações simultâneas estacionário:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ym} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^y \\ \Delta m_t &= \lambda_{my} \Delta y_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,my} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^m\end{aligned}\quad (4.1)$$

sendo y_t o logaritmo da variável do índice da produção industrial e m_t o logaritmo do meio de pagamento M1 ou de qualquer um dos índices de agregados monetários Divisia, Fisher ou *Currency Equivalent*. A condição suficiente da neutralidade monetária se dá pela comprovação estatística da hipótese concernente à **Definição 2** apresentada no capítulo 3. Pelo sistema (4.1), a elasticidade de longo prazo do produto em relação às mudanças exógenas e permanentes na moeda e a elasticidade de longo prazo da moeda em relação às mudanças permanentes no produto podem ser descritas, respectivamente, por:

$$\gamma_{ym} = \frac{\alpha_{ym}(1)}{\alpha_{yy}(1)} \quad (4.2) \quad \text{e} \quad \gamma_{my} = \frac{\alpha_{my}(1)}{\alpha_{mm}(1)} \quad (4.3)$$

A endogeneidade da oferta monetária introduz um problema de identificação à estimação do sistema. O problema reflete-se na impossibilidade de estimar simultaneamente todos os parâmetros $\sigma_{\varepsilon_t^m}^2$, $\sigma_{\varepsilon_t^y}^2$, $Cov(\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^y)$, λ_{ym} e λ_{my} . Diante da dimensão do sistema, apenas três dos cinco parâmetros podem ser estimados eficientemente. Ainda que assumindo a hipótese tradicional dos modelos VAR de choques aleatórios não auto-correlacionados, $Cov(\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^y) = 0$, torna-se necessária uma restrição de identificação adicional ao modelo. Geweke (1996) e Rotemberg, Driscoll & Poterba (1995) propuseram a condição de identificação dada por $\lambda_{ym} = 0$

ou $\lambda_{my} = 0$. Gali (1992) e King & Plosser (1991) adotaram a condição $\gamma_{ym} = 0$. A metodologia utilizada neste trabalho contorna a necessidade de imposição de restrições *ad hoc* para estimar o sistema. Ela baseia-se na delimitação de um campo de variação para os parâmetros λ_{ym} , λ_{my} e γ_{my} , tal que, para cada valor atribuído, seja possível estimar por simulação todos os outros parâmetros de interesse do sistema. A análise da condição suficiente para a neutralidade de longo prazo é realizada, então, por meio de um intervalo de confiança calculado, pelo Método Delta³⁶, para o espaço paramétrico gerado pelas simulações em função dos valores de λ_{ym} , λ_{my} e γ_{my} .

A seção seguinte se prenderá a apresentação dos resultados obtidos neste trabalho, baseando-se no modelo mostrado acima. Os valores estimados e os gráficos da análise da neutralidade de longo prazo serão inseridos em meio ao campo de texto, permitindo uma melhor visualização das conclusões.

4.2 Apresentação dos Resultados

Sobre cada par formado por um agregado monetário com o índice da produção industrial foi avaliado um grande número de reparametrizações do sistema (4.1). O campo de variação paramétrico pré-definido foi imposto sobre os termos endógenos do sistema, de tal sorte que os coeficientes restantes pudessem ser estimados por meio das simulações. O número aproximado de reparametrizações, considerando os vinte modelos que envolveram tanto as variáveis originais quanto as

³⁶ Sua indicação se dá pela não linearidade das elasticidades de longo prazo γ_{ym} e γ_{my} em função dos parâmetros estimados do sistema. Ver Spanos (1986) e Greene (2000).

dessazonalizadas, foi de 14.460. As simulações do sistema requereram a estimação de aproximadamente 24.100 equações com o uso do Método de Momentos Generalizados com Variáveis Instrumentais (GMM). Essa grande quantidade de estimações não permitiu que, a cada caso, fosse testada uma estrutura de defasagens temporais específica. Baseando-se na análise dos correlogramas residuais de diversas especificações, concluiu-se que dezesseis *lags* eram suficientes para eliminar a autocorrelação do sistema para todo o conjunto de equações e séries envolvidas. O número elevado de *lags* justifica-se pela periodicidade mensal dos dados e pela não implicação de grande perda de graus de liberdade, dada a quantidade de observações envolvidas. Com base nos valores estimados dos parâmetros do sistema de equações simultâneas, a cada simulação, foi calculado o correspondente valor da elasticidade de longo prazo do produto em relação às variações exógenas na moeda e seu intervalo a 95% de confiança.

Nas tabelas 4.2.1 a 4.2.8, estão sintetizados os principais resultados dos testes. Abaixo das tabelas são mostrados três gráficos para cada índice considerado. Cada ponto das curvas representa o resultado de uma simulação diferente e seu respectivo intervalo de confiança. Os gráficos A, B e C, que expressam a elasticidade γ_{ym} em função dos parâmetros λ_{ym} (Painel 1), λ_{my} (Painel 2) e γ_{my} (Painel 3) para os índices Divisia Törqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent*, põem em foco a principal evidência desta parte do trabalho: em todos os casos analisados, não se rejeitou estatisticamente a hipótese de neutralidade monetária de longo prazo para qualquer valor que os parâmetros λ_{ym} , λ_{my} e γ_{my} assumam no intervalo de 95% de confiança. Restrições à existência da neutralidade monetária, impostas pelos valores dos parâmetros, foram encontradas somente a partir de intervalos de confiança de 80%,

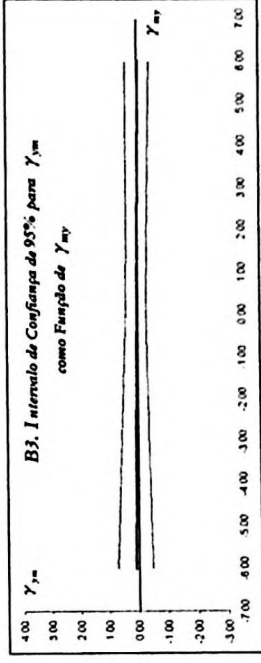
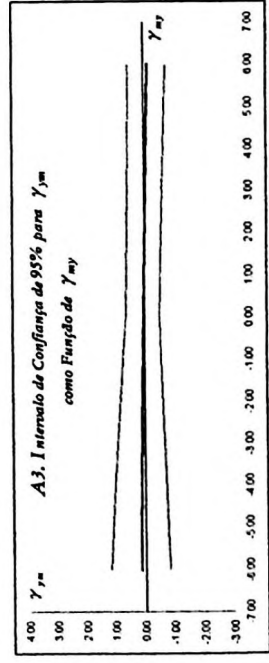
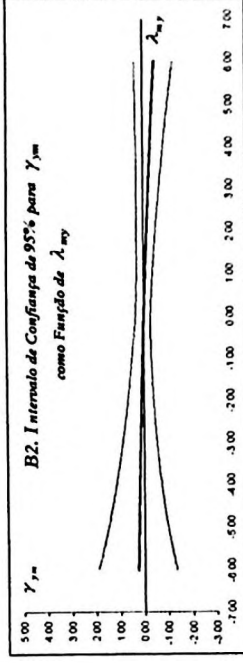
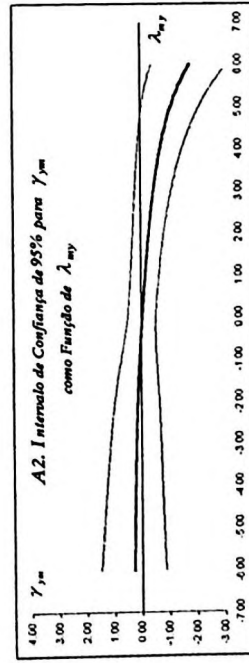
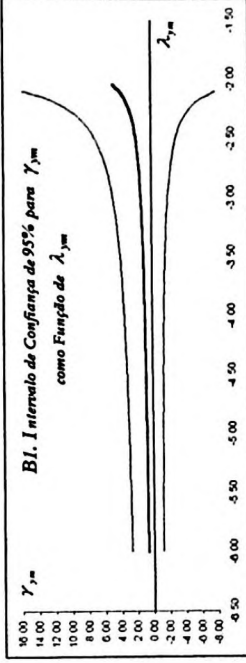
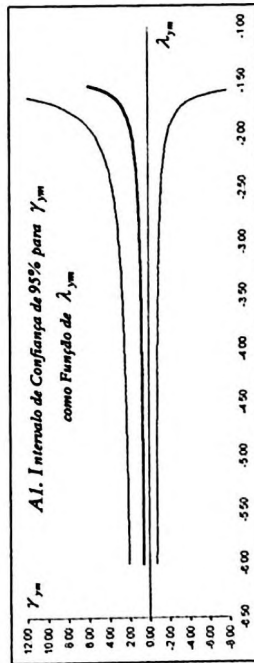
ou seja, aceitando-se $\gamma_{ym} = 0$ a um nível de 20% de significância. Sob a hipótese de exogeneidade fraca contemporânea do produto em relação à moeda, na qual se figura a restrição de identificação $\lambda_{ym} = 0$, os valores estimados da elasticidade de longo prazo do produto em relação à moeda e seu respectivo intervalo de confiança a 95% para $\gamma_{ym} = 0$, para os índices Divisia M4, Fisher M4 e *Currency Equivalent* M4 dessazonalizados, são iguais a $\gamma_{ym}^{M4D} = 0.196$ e $-0.178 \leq \gamma_{ym}^{M4D} \leq 0.571$; $\gamma_{ym}^{M4F} = 0.193$ e $-0.199 \leq \gamma_{ym}^{M4F} \leq 0.585$; $\gamma_{ym}^{M4CE} = 0.070$ e $-0.304 \leq \gamma_{ym}^{M4CE} \leq 0.444$. Ou seja, sob essa hipótese, os valores estimados de γ_{ym} estão todos dentro do intervalo de confiança. Logo, em nenhum caso rejeitou-se a hipótese $\gamma_{ym} = 0$. Analogamente, são encontradas as mesmas indicações quando se impõem as restrições de exogeneidade contemporânea da moeda em relação ao produto, $\lambda_{my} = 0$, e da neutralidade de longo prazo da moeda em relação ao produto, $\gamma_{my} = 0$. As indicações fornecidas pelos sub-níveis de agregação M2 e M3 dos índices Divisia, Fisher e *Currency Equivalent* e pelo meio de pagamento M1, todos considerando os casos com séries originais e dessazonalizadas, cujos valores podem ser observados nas tabelas abaixo, são as mesmas mostradas para o nível M4. Em todos os casos retratados, a hipótese de neutralidade de longo prazo da moeda em relação ao produto, efetivamente, não dependem de maneira crítica dos valores assumidos de λ_{ym} , λ_{my} ou γ_{my} . Conseqüentemente, os presentes resultados produzem indícios, todos num mesmo sentido, que corroboram a teoria de moeda neutra no longo prazo em relação ao produto.

Testes de Neutralidade da Moeda

Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)		Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$		Estimativas de γ_{ym}		Intervalo de Confiança (95%) para $\gamma_{ym}=0$				
	lags	λ_{my}	λ_{ym}	λ_{my}	γ_{my}	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\gamma_{ym}=0$
PI, M1	16	$[-\infty; \infty]$	$[-\infty; 4.80]$	$[-\infty; \infty]$	$[-\infty; \infty]$	0.032 (0.206)	-0.019 (0.259)	0.062 (0.294)	-0.372; 0.435	-0.526; 0.488	[-0.514; 0.637]
PI-SA ^{X12} , M1 ^{X12}	16	$[-\infty; \infty]$	$[-\infty; \infty]$	$[-\infty; \infty]$	$[-\infty; \infty]$	0.052 (0.185)	0.024 (0.160)	0.065 (0.180)	-0.310; 0.414	-0.292; 0.340	[-0.288; 0.419]

Tabela 4.2.1

M1

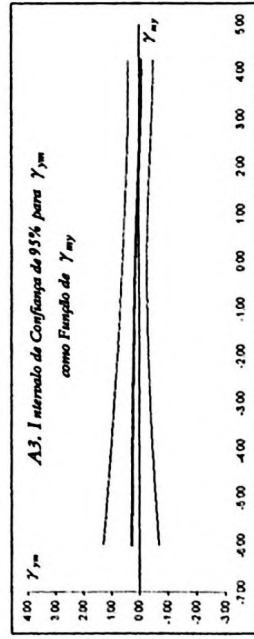
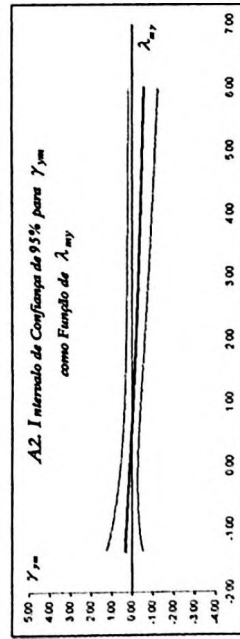
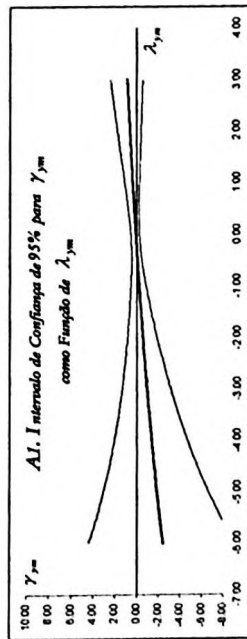


Testes de Neutralidade da Moeda: Séries Originais

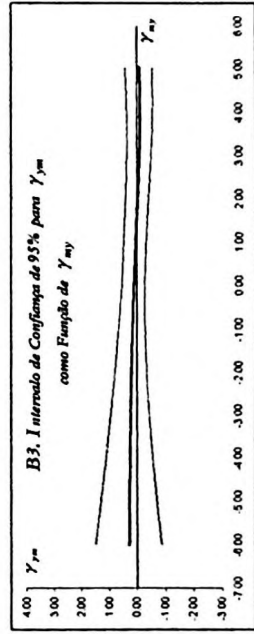
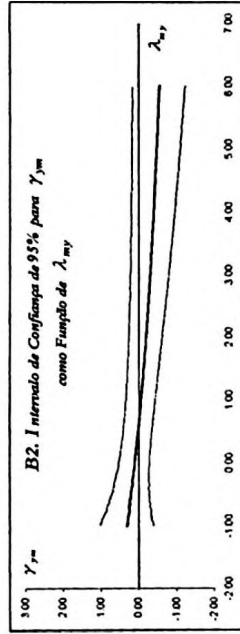
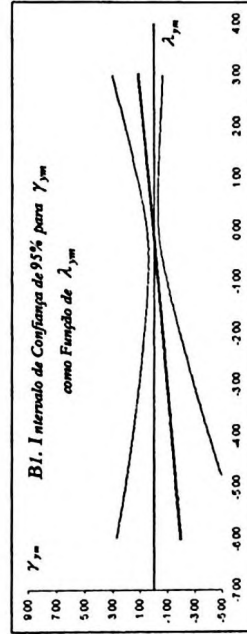
Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)			Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$			Estimativas de γ_{ym}			Intervalo de Confiança (95%) para $\gamma_{ym}=0$				
	lags	λ_{ym}	γ_{my}	λ_{ym}	γ_{my}	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$		
1975:01-2002:10														
PI, M2 ^{Divisia}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.40	2.60	0.125	0.207	0.151	(0.213)	0.162	(0.217)	[-0.280; 0.405]	[-0.268; 0.569]	[-0.264; 0.587]
PI, M2 ^{Fisher}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.35	2.00	0.126	0.217	0.132	(0.205)	0.134	(0.205)	[-0.299; 0.425]	[-0.269; 0.533]	[-0.268; 0.537]
PI, M2 ^{CE}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.05	2.10	0.106	0.200	0.127	(0.256)	0.110	(0.256)	[-0.286; 0.497]	[-0.374; 0.629]	[-0.392; 0.613]

Tabela 4.2.2

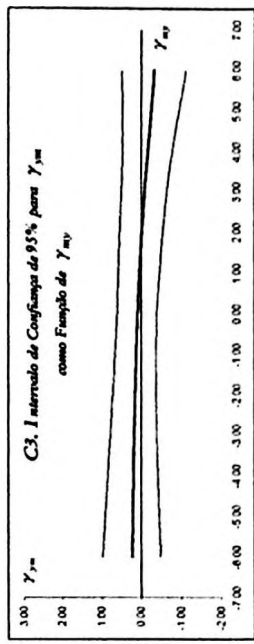
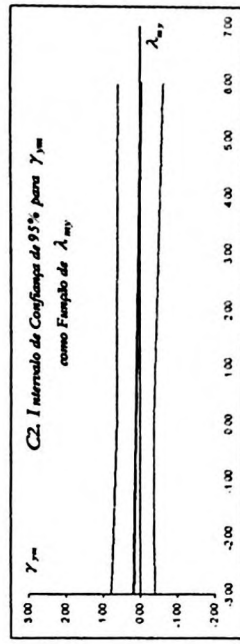
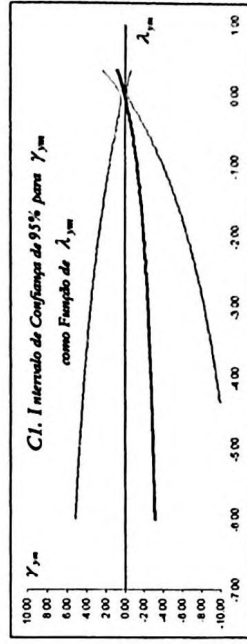
Divisia Törqvist-Theil M2



Fisher Ideal M2



Currency Equivalent M2

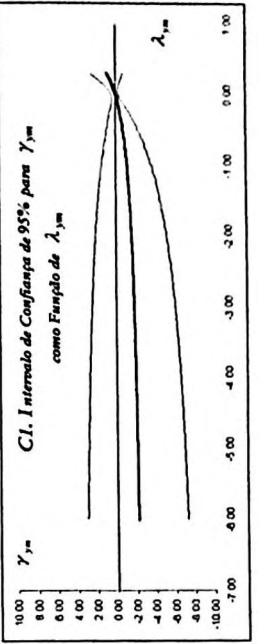
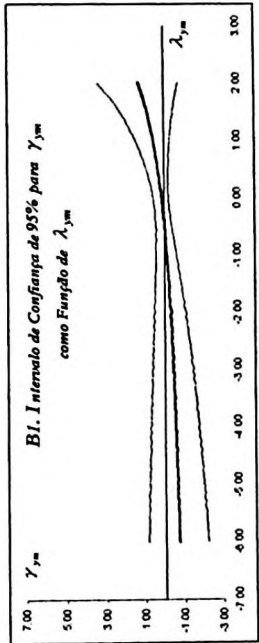
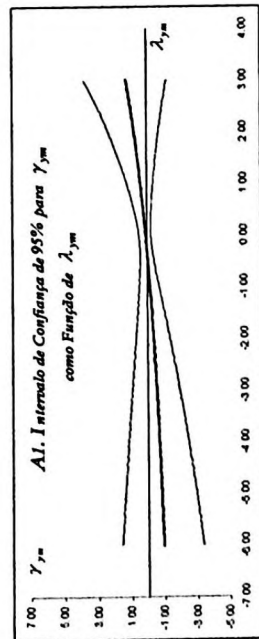


Testes de Neutralidade da Moeda: Séries Dessazonalizadas

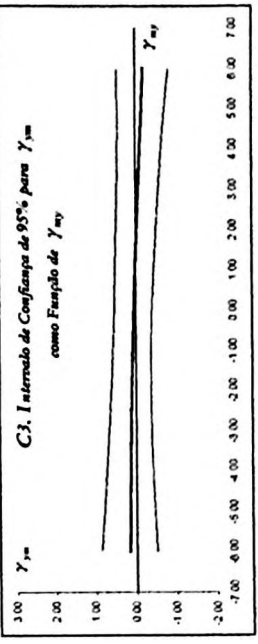
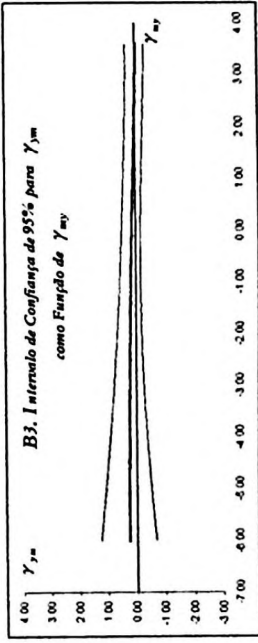
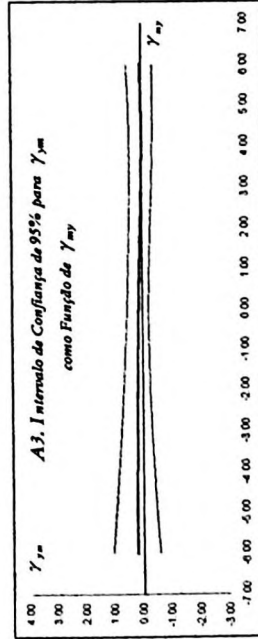
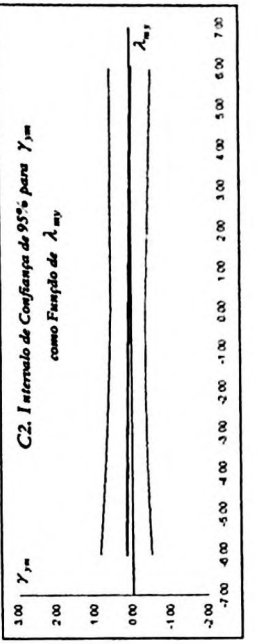
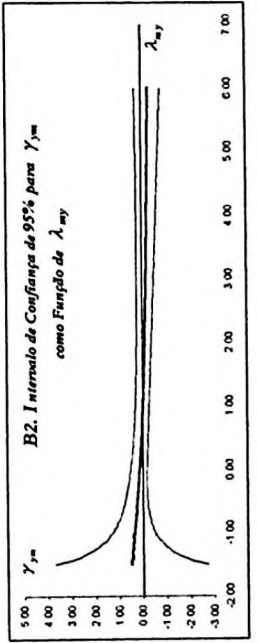
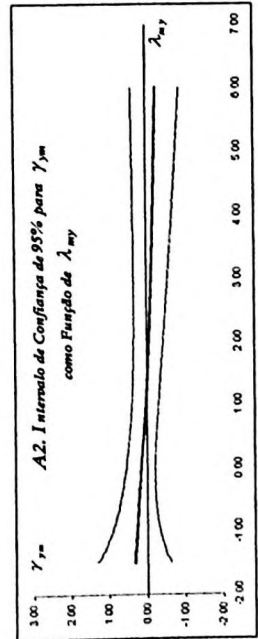
Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)			Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$			Estimativas de γ_{ym}			Intervalo de Confiança (95%) para gym=0		
	lags	λ_{ym}	γ_{my}	λ_{ym}	λ_{my}	γ_{my}	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$
1975:01-2002:10												
PLSA ^{X12} , M2 ^{Divisão X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.50	1.40	-	0.134 (0.191)	0.170 (0.193)	0.160 (0.189)	[-0.241; 0.508]	[-0.209; 0.548]	[-0.211; 0.531]
PLSA ^{X12} , M2 ^{Fisher X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.55	1.30	3.20	0.167 (0.201)	0.186 (0.175)	0.154 (0.164)	[-0.227; 0.562]	[-0.157; 0.528]	[-0.168; 0.477]
PLSA ^{X12} , M2 ^{CE X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.05	4.85	1.65	0.06 (0.187)	0.085 (0.234)	0.064 (0.237)	[-0.307; 0.427]	[-0.374; 0.544]	[-0.400; 0.528]

Tabela 4.2.3

Divisia Törqvist-Theil M2 - X12



Currency Equivalent M2 - X12

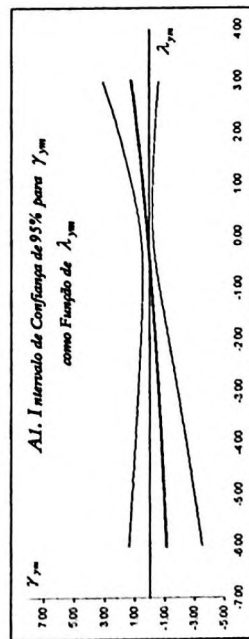


Testes de Neutralidade da Moeda: Séries Originais

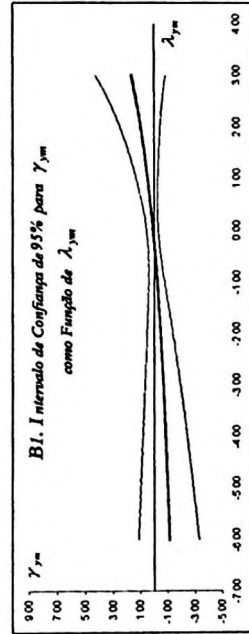
Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)			Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$			Estimativas de γ_{ym}			Intervalo de Confiança (95%) para gym=0		
	Lags	λ_{ym}	γ_{my}	λ_{ym}	λ_{my}	γ_{my}	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$
1975:01-2002:10												
PI, M3^{Divisia}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.65	0.95	2.50	0.163 (0.209)	0.181 (0.199)	0.170 (0.196)	[-0.487; 0.454]	[-0.339; 0.336]	[-0.357; 0.358]
PI, M3^{Fisher}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.50	0.80	1.80	0.160 (0.218)	0.150 (0.197)	0.132 (0.191)	[-0.460; 0.456]	[-0.341; 0.340]	[-0.357; 0.357]
PI, M3^{CE}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.03	6.60	1.93	0.124 (0.212)	0.143 (0.284)	0.107 (0.244)	[-0.392; 0.440]	[-0.557; 0.556]	[-0.510; 0.507]

Tabela 4.2.4

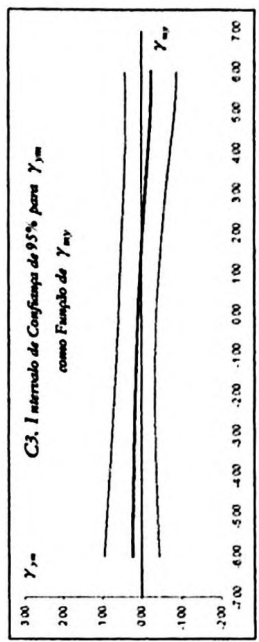
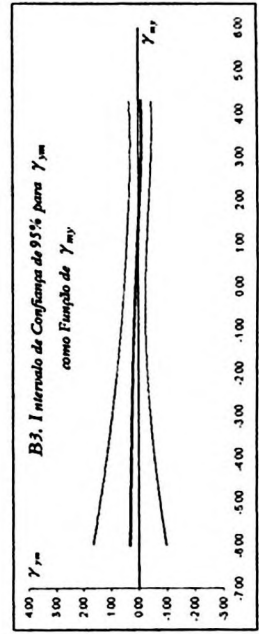
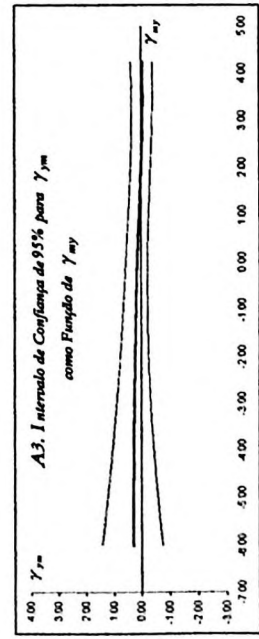
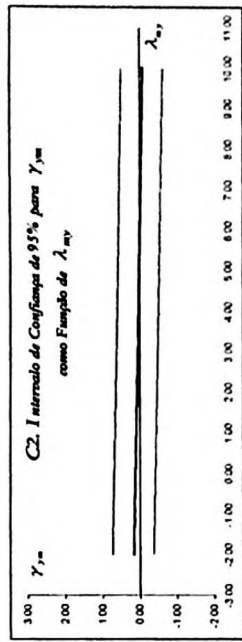
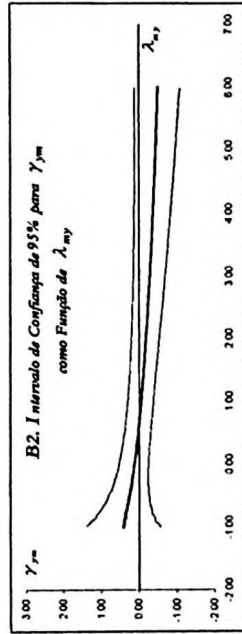
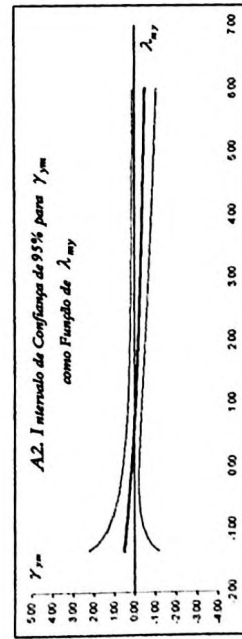
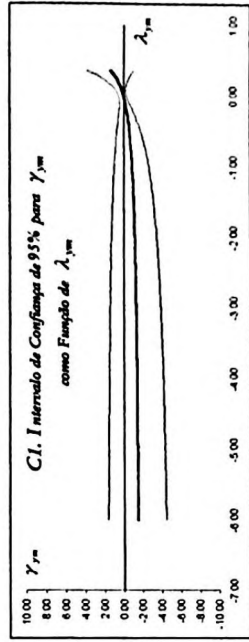
Divisia Törqvist-Theil M3



Fisher Ideal M3



Currency Equivalent M3

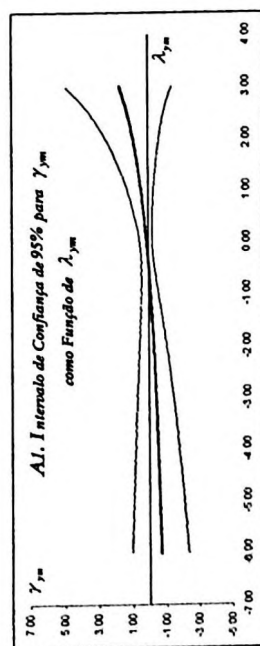


Testes de Neutralidade da Moeda: Séries Dessazonalizadas

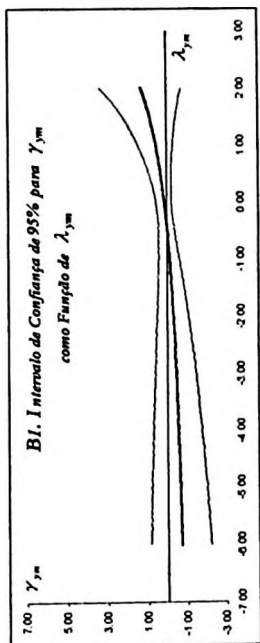
Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)		Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$		Estimativas de γ_{ym}		Intervalo de Confiança (95%) para $\gamma_{ym}=0$		
	lags	λ_{ym}	λ_{ym}	λ_{my}	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=0$	
1975:01-2002:10									
PLSA ^{X12} , M2 ^{Divisia X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	1.50	0.165 (0.194)	0.201 (0.179)	0.178 (0.170)	[-0.447; 0.440]	[-0.303; 0.303]
PLSA ^{X12} , M2 ^{Fisher X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	1.31	0.167 (0.201)	0.186 (0.175)	0.154 (0.164)	[-0.444; 0.436]	[-0.290; 0.293]
PLSA ^{X12} , M2 ^{CE X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	5.90	0.071 (0.190)	0.098 (0.233)	0.062 (0.062)	[-0.452; 0.380]	[-0.535; 0.535]

Tabela 4.2.5

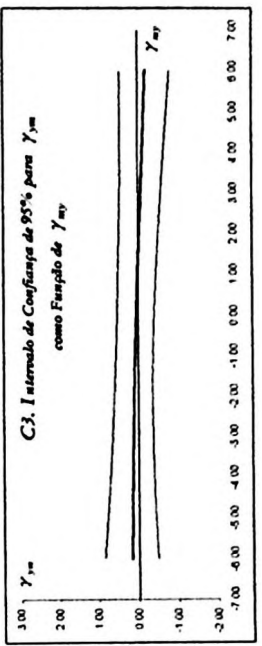
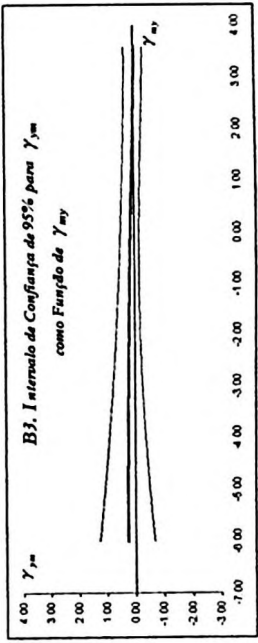
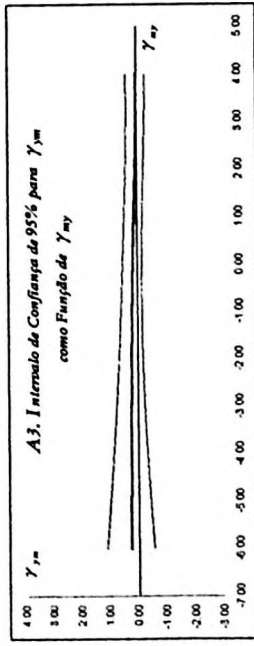
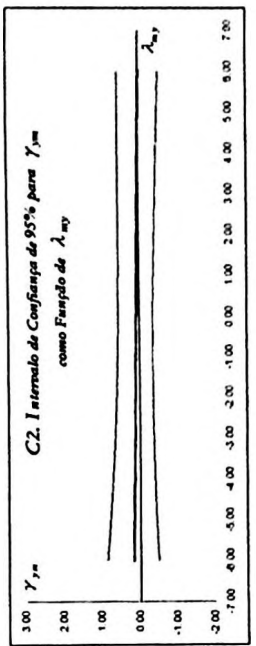
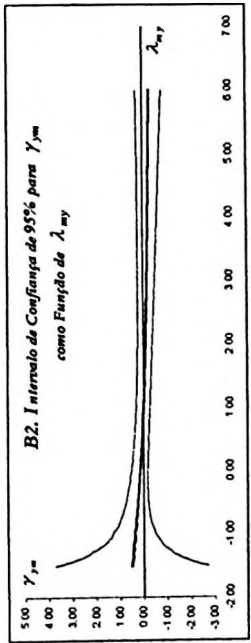
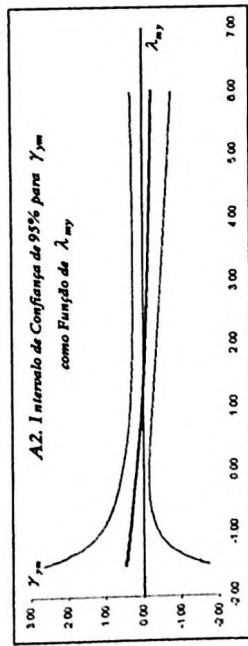
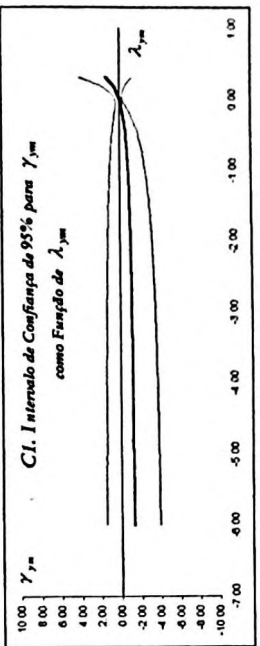
Divisia Törqvist-Theil M3 - X12



Fisher Ideal M3 - X12



Currency Equivalent M3 - X12

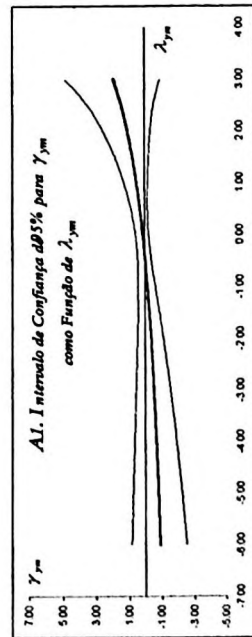


Testes de Neutralidade da Moeda: Séries Originais

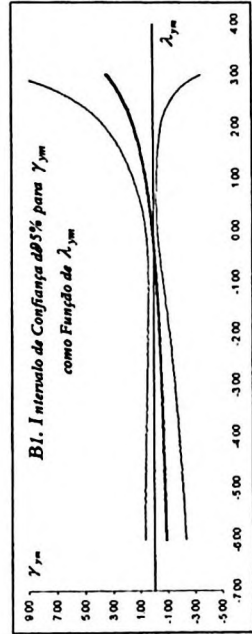
Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)			Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$			Estimativas de γ_{ym}			Intervalo de Confiança (95%) para gym=0		
	Lags	λ_{ym}	γ_{my}	λ_{ym}	λ_{my}	γ_{my}	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$
1975:01-2002:10												
PI, M4^{Divisia}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.60 (0.226)	0.95 (0.163)	2.30 (0.170)	0.177 (0.208)	0.200 (0.197)	0.168 (0.187)	[-0.231; 0.585]	[-0.187; 0.587]	[-0.198; 0.535]
PI, M4^{Fisher}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.50 (0.226)	0.85 (0.166)	1.60 (0.172)	0.166 (0.219)	0.164 (0.199)	0.122 (0.185)	[-0.262; 0.594]	[-0.226; 0.553]	[-0.240; 0.485]
PI, M4^{CE}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.05 (0.214)	6.80 (0.278)	1.60 (0.253)	0.117 (0.206)	0.132 (0.248)	0.083 (0.247)	[-0.286; 0.520]	[-0.467; 0.570]	[-0.400; 0.567]

Tabela 4.2.6

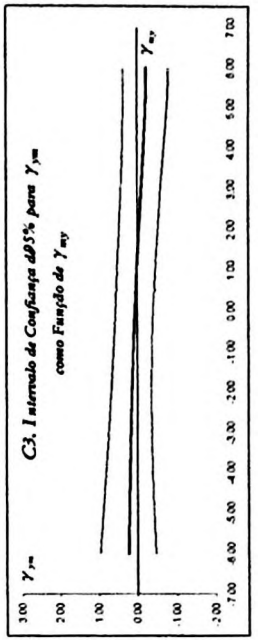
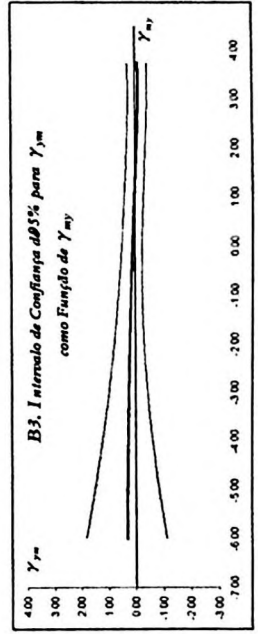
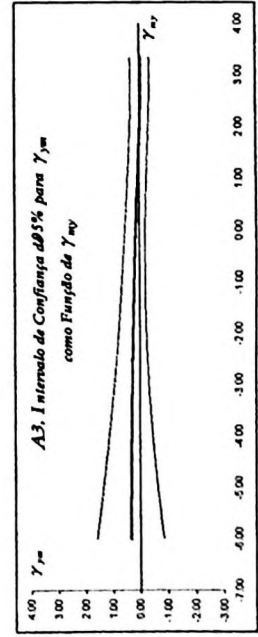
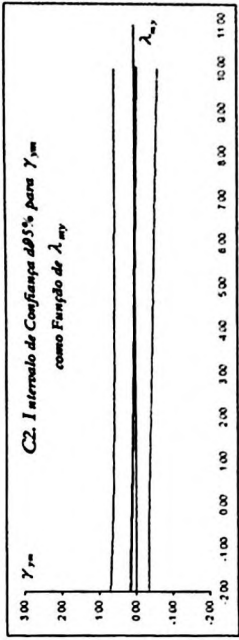
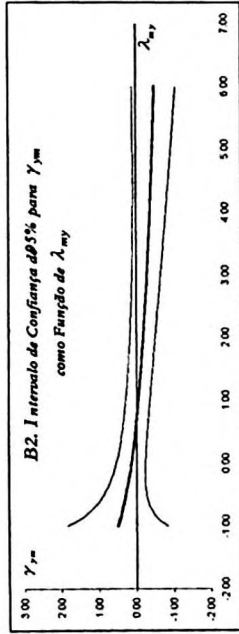
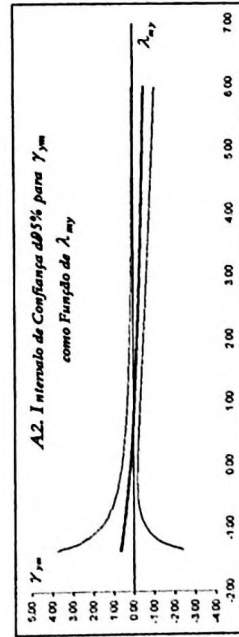
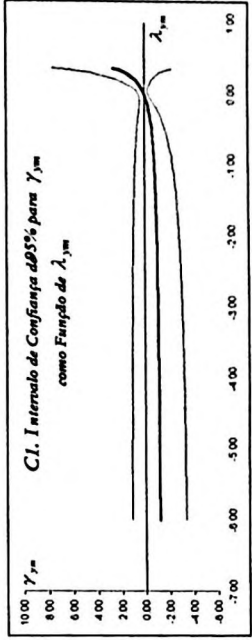
Divisia Törqvist-Theil M4



Fisher Ideal M4



Currency Equivalent M4

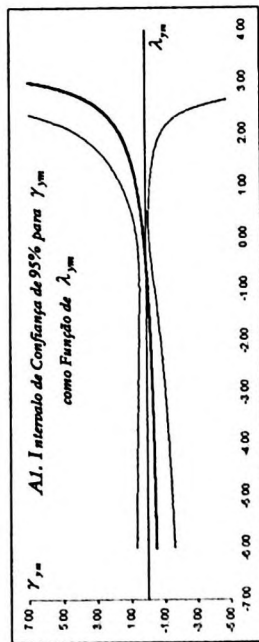


Testes de Neutralidade da Moeda: Séries Dessazonalizadas

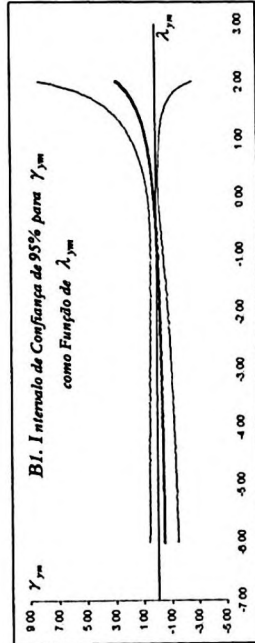
Variáveis	gym=0 no Intervalo de Confiança (95%)			Restrições Impondo $\gamma_{ym}=0$			Estimativas de γ_{ym}			Intervalo de Confiança (95%) para gym=0		
	lags	λ_{ym}	γ_{my}	λ_{ym}	λ_{my}	γ_{my}	$\lambda_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\lambda_{my}=0$	$\gamma_{my}=0$
1975:01-2002:10												
PLSA ^{X12} , M4 ^{Divisia X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.90 (0.226)	1.85 (0.152)	-	0.196 (0.191)	0.252 (0.180)	0.208 (0.164)	[-0.178; 0.571]	[-0.101; 0.605]	[-0.113; 0.529]
PLSA ^{X12} , M4 ^{Fisher X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.70 (0.211)	1.70 (0.143)	-	0.193 (0.200)	0.215 (0.178)	0.163 (0.158)	[-0.199; 0.585]	[-0.134; 0.564]	[-0.147; 0.472]
PLSA ^{X12} , M4 ^{CE X12}	16	[-∞; ∞]	[-∞; ∞]	-0.03 (0.210)	9.47 (0.293)	1.25 (0.252)	0.07 (0.191)	0.097 (0.241)	0.048 (0.245)	[-0.304; 0.444]	[-0.375; 0.569]	[-0.433; 0.529]

Tabela 4.2.7

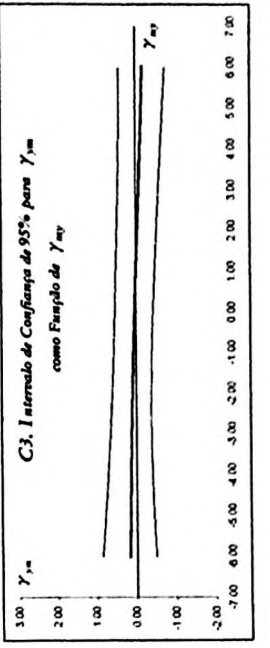
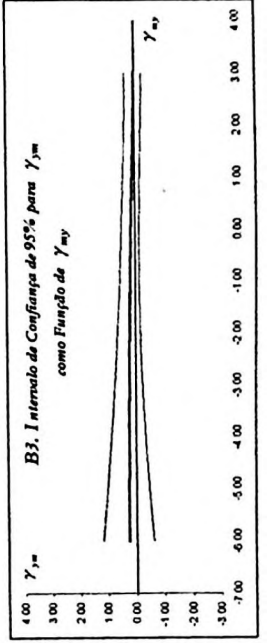
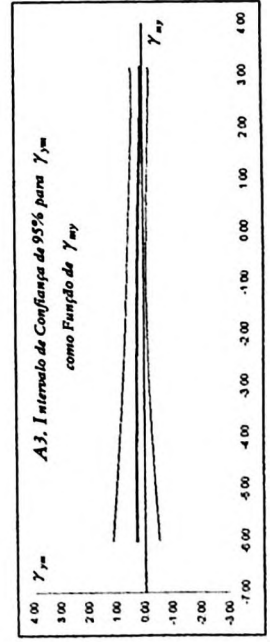
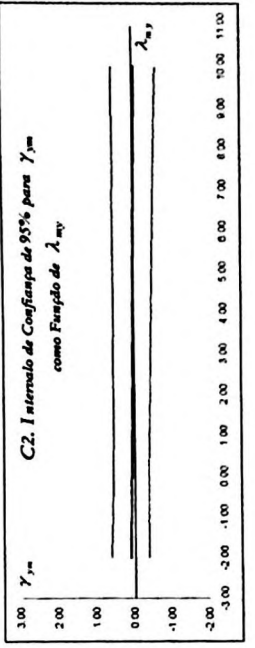
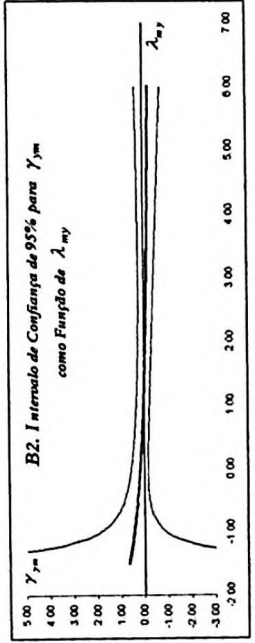
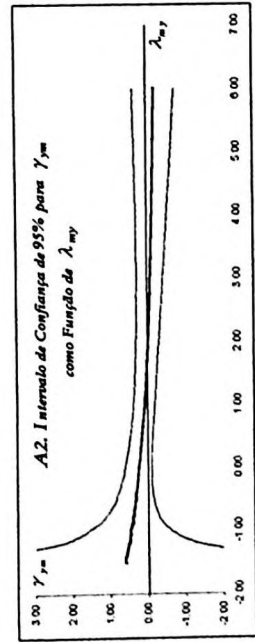
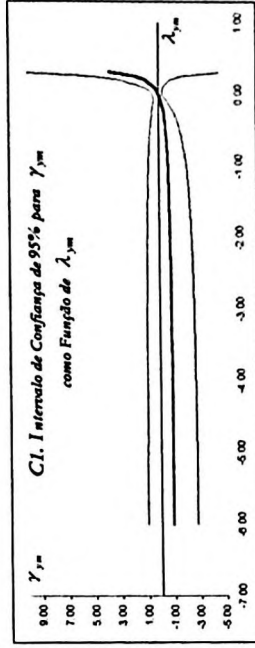
Divisia Törqvist-Theil M4 - X12



Fisher Ideal M4 - X12



Currency Equivalent M4 - X12



5. Conclusões do Trabalho e Comentários Finais

A primeira parte deste trabalho de dissertação deteve-se à qualificação de diferentes variáveis monetárias agregadas, capazes de refletir fielmente, sob o caráter econômico, a oferta monetária na economia. A abstração irrealista inerente aos meios de pagamento tradicionais do perfeito grau de substituição entre seus ativos componentes, introduzido em sua composição por meio da fórmula da simples soma, é possivelmente uma fonte geradora de viés econômico em sua mensuração. Normativamente, a teoria microeconômica prega que os métodos de agregação devem preservar as informações contidas nas diferentes elasticidades de substituição sem atribuir-lhes, *a priori*, fortes suposições. Consubstanciado no fato de que a política monetária depende das elasticidades de substituição entre os diferentes ativos monetários e financeiros existentes na economia, cuja influência traduz-se em variações nas taxas de juros, entende-se que a mensuração da quantidade de moeda na economia deve considerar, em seu processo de agregação, uma forma de ponderação economicamente fundamentada visando à sua quantificação verossímil sob diferentes níveis de liquidez. A improbidade da simples soma, como método de agregação monetária, produz a deturpação do conceito de moeda inerente aos meios de pagamento. Como resultado, nasce o ceticismo em relação aos agregados tradicionais como formas representativas de variáveis econômicas estruturais. Os índices de agregados monetários abordados neste trabalho suprimem a discricionariedade na ponderação, durante o processo de agregação, ao introduzirem o conceito de custo de uso dos ativos monetários baseado nas taxas de juros pagas pelos diferentes tipos de ativos. Resguardadas as considerações feitas no capítulo 2

sobre a hipótese de representatividade das variáveis utilizadas, foram calculadas as séries para o caso brasileiro correspondentes aos índices Divisia Törqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent* em todos seus níveis de agregação. As silhuetas das séries referentes aos índices Divisia Törqvist-Theil e Fisher Ideal, em comparação com o respectivo meio de pagamento tradicional, revelaram-se sempre deslocadas inferiormente. Este resultado é fruto da absorção pelos dois índices do excesso de liquidez proporcionado aos ativos monetários e financeiros com menor liquidez pelo método da simples soma. A série calculada do agregado *Currency Equivalent* mostrou-se extremamente volátil, principalmente nos períodos de elevação nas taxas de juros promovida pelo Banco Central do Brasil. O Índice *Currency Equivalent* é uma medida do estoque de moeda corrente necessária em um determinado momento para equiparar-se ao total de serviços monetários produzidos pelo conjunto de todos os ativos monetários e financeiros mantidos pelo consumidor. Portanto, o aumento na volatilidade das taxas de juros explica o aumento da volatilidade da série.

Retratadas as especificidades dos índices de agregados monetários calculados para o caso brasileiro e suas qualificações ante os agregados monetários tradicionais, a segunda etapa deste trabalho preocupou-se com a conceituação formal da neutralidade e superneutralidade monetária de longo prazo, que definiu as condições necessárias requeridas sobre o comportamento das séries para sua comprovação empírica. Todos os meios de pagamento tradicionais, originais e dessazonalizados, com nível de agregação superior ao M1, embora comprovadas suas não estacionariedades sob uma ordem de integração unitária, revelaram-se cointegrados com a variável produção industrial. Baseando-se na conceituação de Fisher & Seater

(1993), a comprovação da cointegração é suficiente para se rejeitar a hipótese de neutralidade monetária de longo prazo. Concorrentemente, todos os índices de agregados monetários Divisia Törqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent*, dessazonalizados ou não, e em todos seus níveis de agregação, satisfizeram as pré-condições impostas à comprovação empírica da neutralidade. Resumidamente, as séries revelaram-se não estacionárias sob uma ordem de integração unitária e não cointegradas com a variável da produção industrial. Há, neste ponto, um resultado que merece ser focalizado. Deve-se destacar a comprovação consensual dos quatro testes de raiz unitária realizados que indicam que todas as séries monetárias utilizadas, agregados tradicionais e índices de agregados monetários, são integradas de primeira ordem. Há, portanto, uma convergência na indicação das diferentes variáveis representativas da moeda, no caso brasileiro, da sua não estacionariedade e da existência de apenas uma raiz unitária. Sob esta caracterização, a incidência de choques sobre a variável monetária no Brasil terá efeitos permanentes sobre sua trajetória temporal.

Ainda na segunda etapa desta dissertação, destacou-se as diferentes abordagens econométricas utilizadas em trabalhos publicados no país e no exterior. O instrumental econométrico adotado neste trabalho possui a vantagem comparativa do grande número de informações por ele gerado, sem a necessidade de se impor hipóteses restritivas, cuja aceitação pode depender de critérios externos, como postulados de uma determinada vertente da teoria econômica. Como amplamente indicado nos gráficos do capítulo 4, a hipótese da neutralidade monetária não foi rejeitada dentro de um intervalo de confiança de 95%, utilizando-se, como variável monetária, o meio de pagamento M1 ou qualquer um dos níveis de agregação dos

índices Divisia Törqvist-Theil, Fisher Ideal e *Currency Equivalent* em conjunto com a série da produção industrial, tanto as séries originais quanto as dessazonalizadas.

Despretensiosamente, a relevância deste trabalho não repousa em sua capacidade de afirmar conclusivamente sobre um resultado. Ela nasce, contraditoriamente, da divergência entre os resultados alcançados pelos testes, utilizando-se os meios de pagamento M2, M3 e M4 e os três índices de agregados monetários. A fundamentação do mecanismo de ponderação intrínseco aos índices de agregados monetários, justificado por princípios econômicos amplamente debatidos em seções precedentes, encerra sua diferenciação com os meios de pagamento tradicionais descritos acima. Portanto, repousa sobre este mecanismo a causa latente da divergência entre os resultados. Portanto, aceitando-se a argumentação, economicamente fundamentada, que qualificou os índices de agregados monetários diante dos meios de pagamento tradicionais como variáveis de melhor representação do conceito de moeda, então, a indicação sugerida pelos testes de neutralidade monetária de longo prazo, para o caso brasileiro, no período de tempo considerado, é de que variações permanentes percebidas no nível da produção são neutras no longo prazo em relação às variações exógenas e permanentes ocorridas na oferta monetária. Por outro lado, se refutada a argumentação teórica que sustenta a indicação dos índices de agregados monetários em concordância com a linha tradicional de pesquisa que se apóia nos meios de pagamento compostos pela simples soma, então, os resultados deste trabalho geraram evidências empíricas que não corroboram a hipótese clássica da neutralidade monetária de longo prazo.

6. Anexos

Anexo I

Tabela Descritiva das Variáveis Utilizadas nos Índices de Ativos Monetários

<i>Ativos Monetários/Financeiros</i>	<i>Taxa de Juros (Indexadores)</i>	<i>Fonte</i>
Papel-moeda em Poder do Público	-	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)
Depósitos à Vista	-	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)
M1	-	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)
Fundos de Aplicação Financeira	Fundos Extramercado (FE)*	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais
Depósitos Especiais Remunerados	Fundos Extramercado (FE)*	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais
Títulos Públicos Federais	ORTN/Taxa Overnight/Selic (Over)**	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais
Títulos Públicos Estaduais e Municipais	ORTN/Taxa Overnight/Selic (Over)**	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais
M2	-	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)
Depósitos em Poupança	Taxa da Poupança (Poup)	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais
M3	-	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)
Títulos Privados	Certificados de Depósitos Bancários (CDB)	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais
M4	-	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)
Ativo Referencial	Max{FE;Over;Poup;CDB;Câmbio Paralelo; IBOVESPA; IBJ-RJ}	Banco Central do Brasil; Gazeta Mercantil; Bovespa; Bolsa de Valores-RJ; IPEA; FGV

*Entre março de 1991 a agosto de 1994, o indexador utilizado foi a taxa Over Selic

** Entre janeiro de 1970 a dezembro de 1973, o indexador utilizado foram as Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN)

Anexo II

Variáveis de Indexação: Informações Obtidas nas Fontes

Taxa de juros - CDB (% a.m.) - Mensal

Fonte: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais (BCB Boletim/M.Finan.)

Comentário: Quadro: Rendimentos nominais das principais aplicações financeiras. Obs.: Certificado de Depósito Bancário (CDB). Variação em final de período. Estimativa para o mês, com base em informações coletadas pela mesa do Departamento de Operações do Mercado Aberto (Demab / BC) nas principais instituições financeiras.

Atualizado em: 20 de dezembro de 2002

Taxa de juros - Overnight / Selic (% a.m.) - Mensal

Fonte: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais (BCB Boletim/M.Finan.)

Comentário: Quadro: Taxas de juros. Para 1974-1979: fonte Andima. Dados mais recentes atualizados pela Sinopse da Andima. Obs.: A taxa overnight / Selic é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se à média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia.

Atualizado em: 06 de janeiro de 2003 .

*Os dados referentes ao período entre jan 1970 e dez 1973, são da variação da ORTN obtidos na Revista Conjuntura Econômica-FGV.

Fundo Extramercado (FE)- rendimento nominal (% a.m.) - Mensal (Utilizado para indexar os FAF do M2)

Fonte: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais (BCB Boletim/M.Finan.)

Comentário: Quadro: Rendimentos nominais das principais aplicações financeiras. Obs.: É um dos fundos mútuos de investimento. Rentabilidade média estimada com base nas informações fornecidas pelas instituições financeiras.

Atualizado em: 20 de dezembro de 2002.

*Os dados referentes ao período entre mar 1991 e ago 1994 são da Taxa Over/SELIC

Poupança - rendimento nominal (% a.m.) - Mensal

Fonte: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais (BCB Boletim/M.Finan.)

Comentário: Quadro: Rendimentos nominais das principais aplicações financeiras. Obs.: Variação em final de período. O rendimento é obtido somando-se a Taxa Referencial de juros (TR) mais 0,5% a.m. A rentabilidade refere-se a cadernetas com aniversário no primeiro dia do mês posterior ao assinalado (maior concentração). Tratamento fiscal: caderneta de poupança é isenta de tributação.

Atualizado em: 20 de dezembro de 2002

Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - paralelo - venda - fim período - Mensal

Fonte: Gazeta Mercantil

Unidade: R\$

Comentário: Elaboração IPEA.

Atualizado em: 03 de janeiro de 2003

Inflação - IGP-DI (%) - Mensal

Fonte: Fundação Getúlio Vargas, Conjuntura Econômica (FGV/Conj. Econômica)

Comentário: Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI).

Atualizado em: 10 de dezembro de 2002

Figura A.I(a)
Gráficos das Estatísticas Descritivas das Variáveis Brasileiras Produção Industrial e Índices de Agregados Monetários
no Nível das Séries e em Primeiras Diferenças

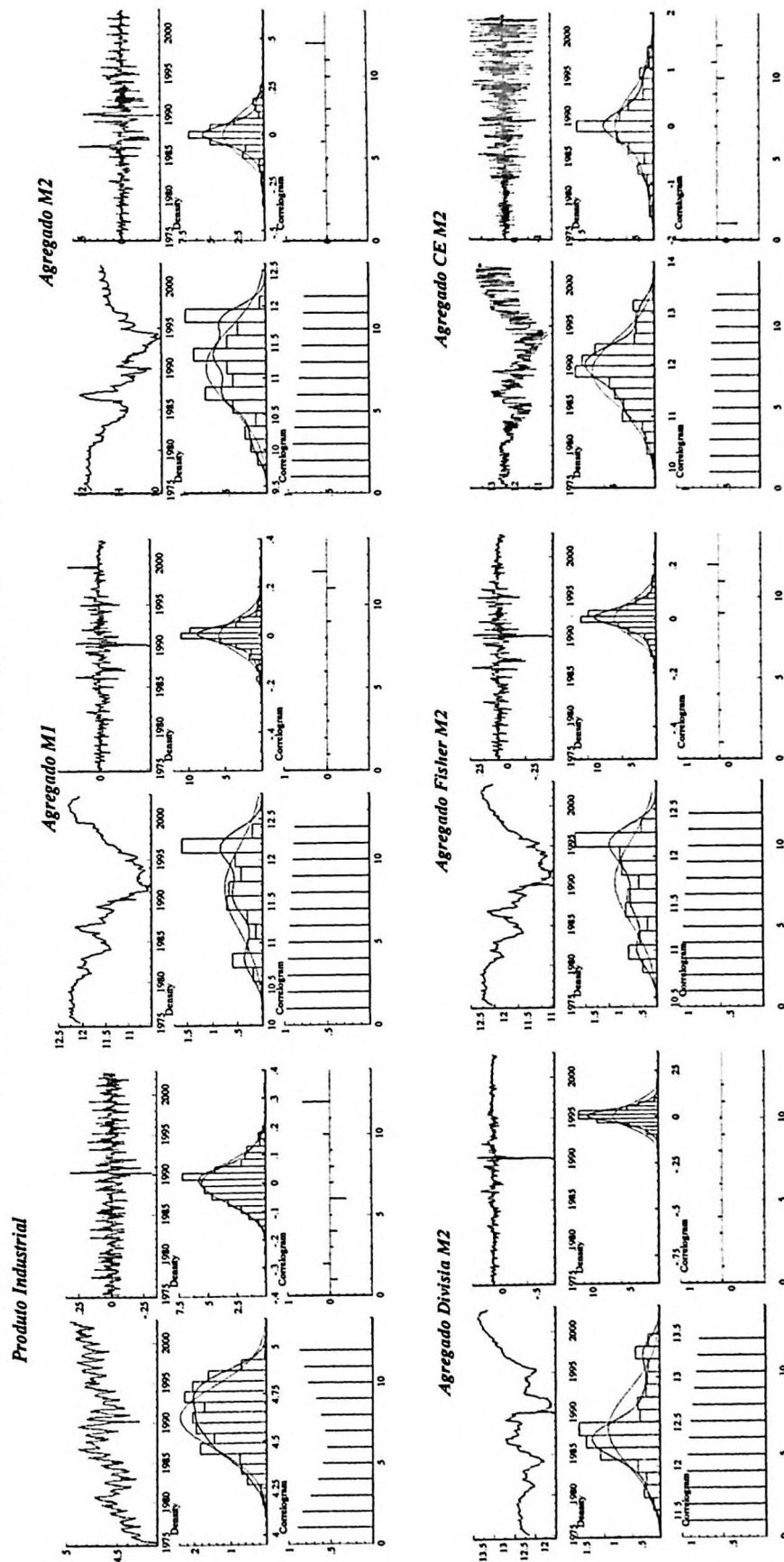


Figura A.I(b)

Gráficos das Estatísticas Descritivas das Variáveis Brasileiras Produção Industrial e Índices de Agregados Monetários no Nível das Séries e em Primeiras Diferenças

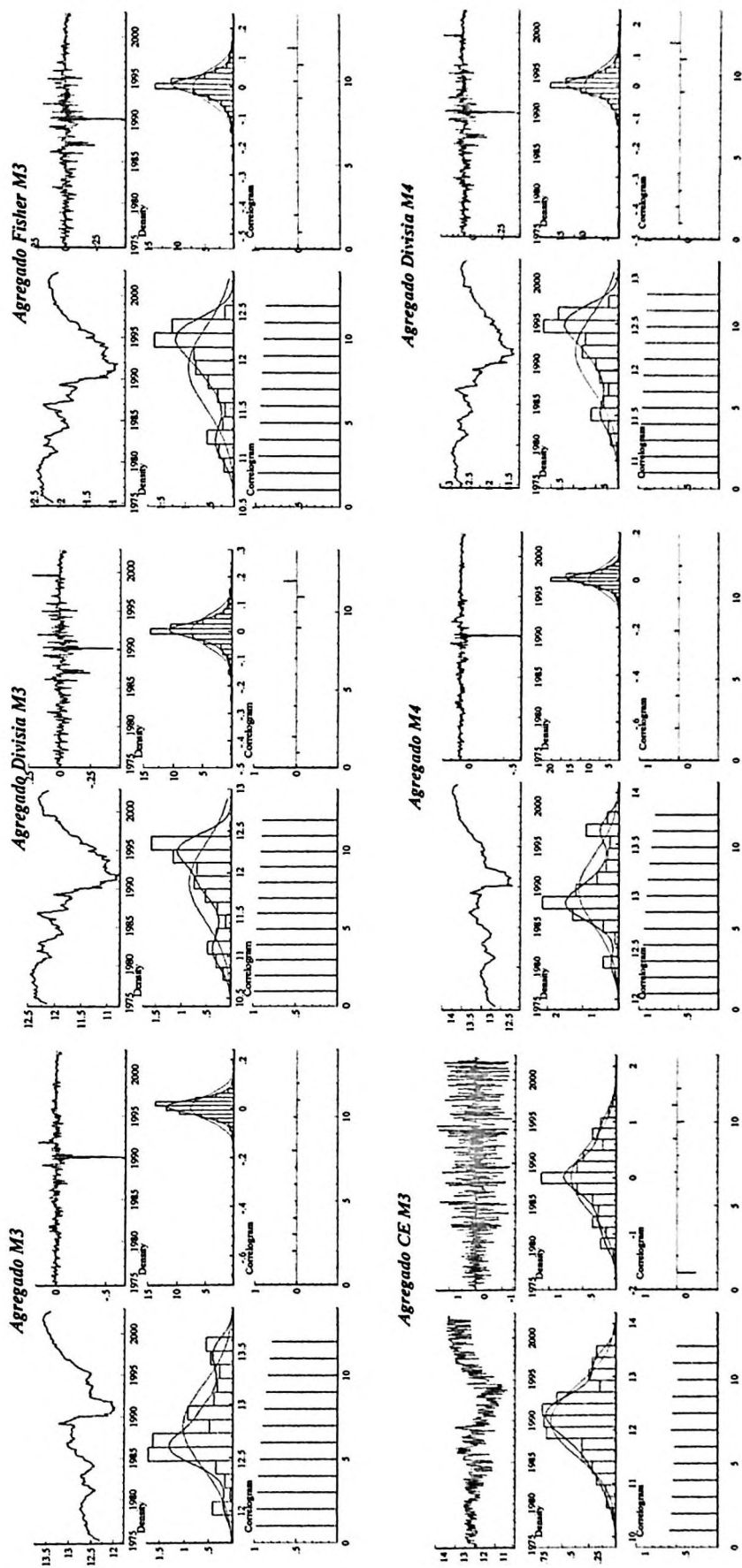


Figura A.1(c)

Gráficos das Estatísticas Descritivas das Variáveis Brasileiras Produção Industrial e Índices de Agregados Monetários no Nível das Séries e em Primeiras Diferenças

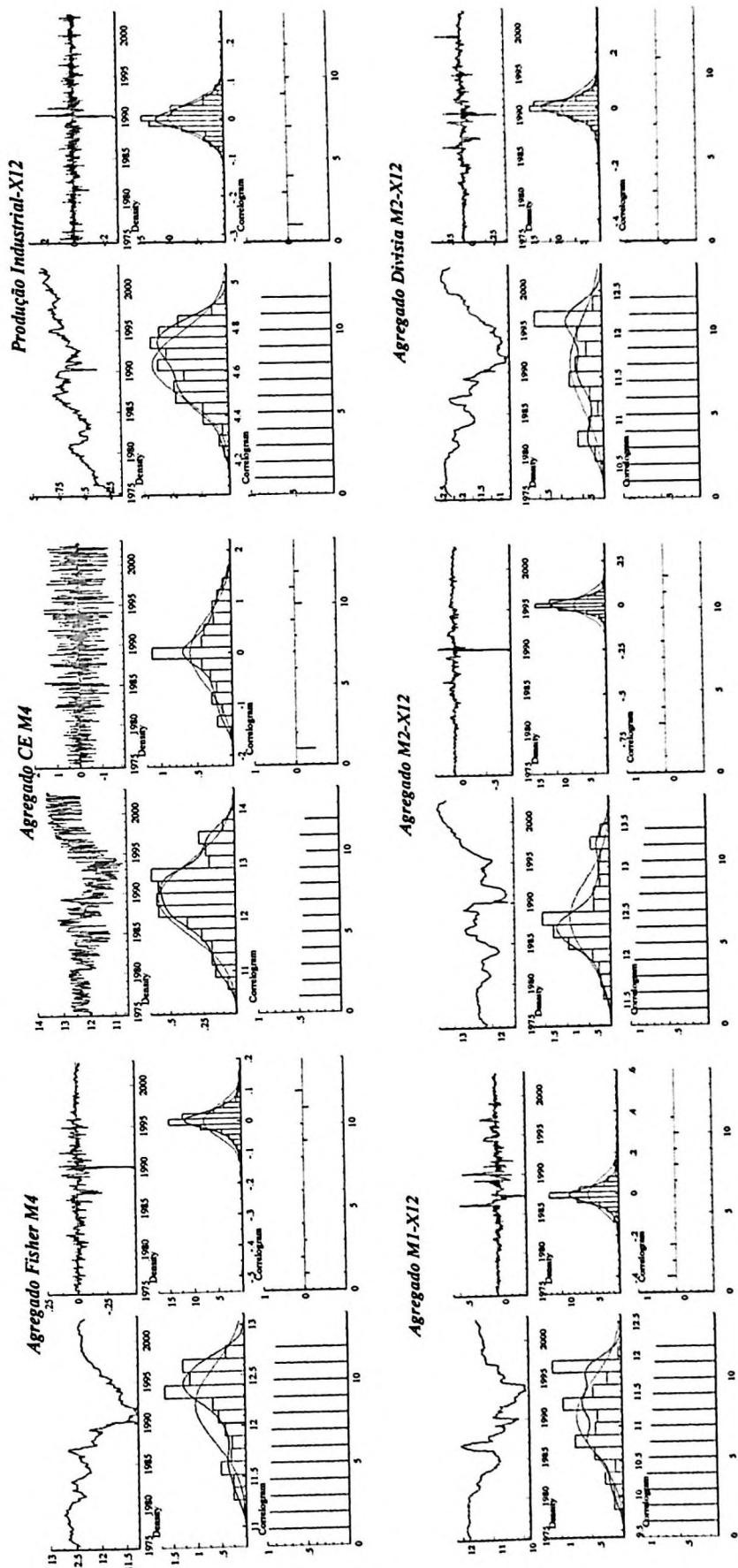


Figura A.1(d)

Gráficos das Estatísticas Descritivas das Variáveis Brasileiras Produção Industrial e Índices de Agregados Monetários no Nível das Séries e em Primeiras Diferenças

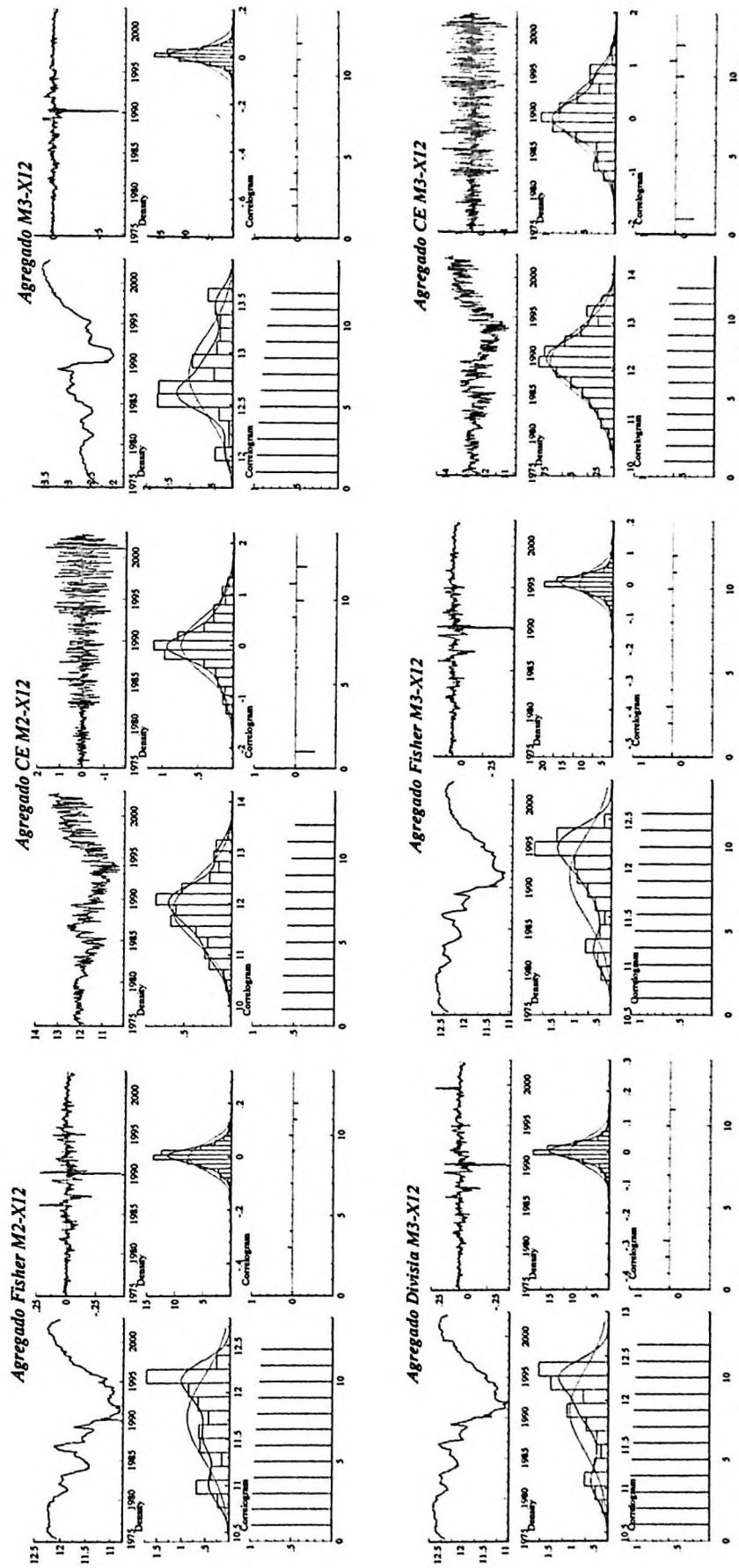


Figura A.1(e)

Gráficos das Estatísticas Descritivas das Variáveis Brasileiras Produção Industrial e Índices de Agregados Monetários no Nível das Séries e em Primeiras Diferenças

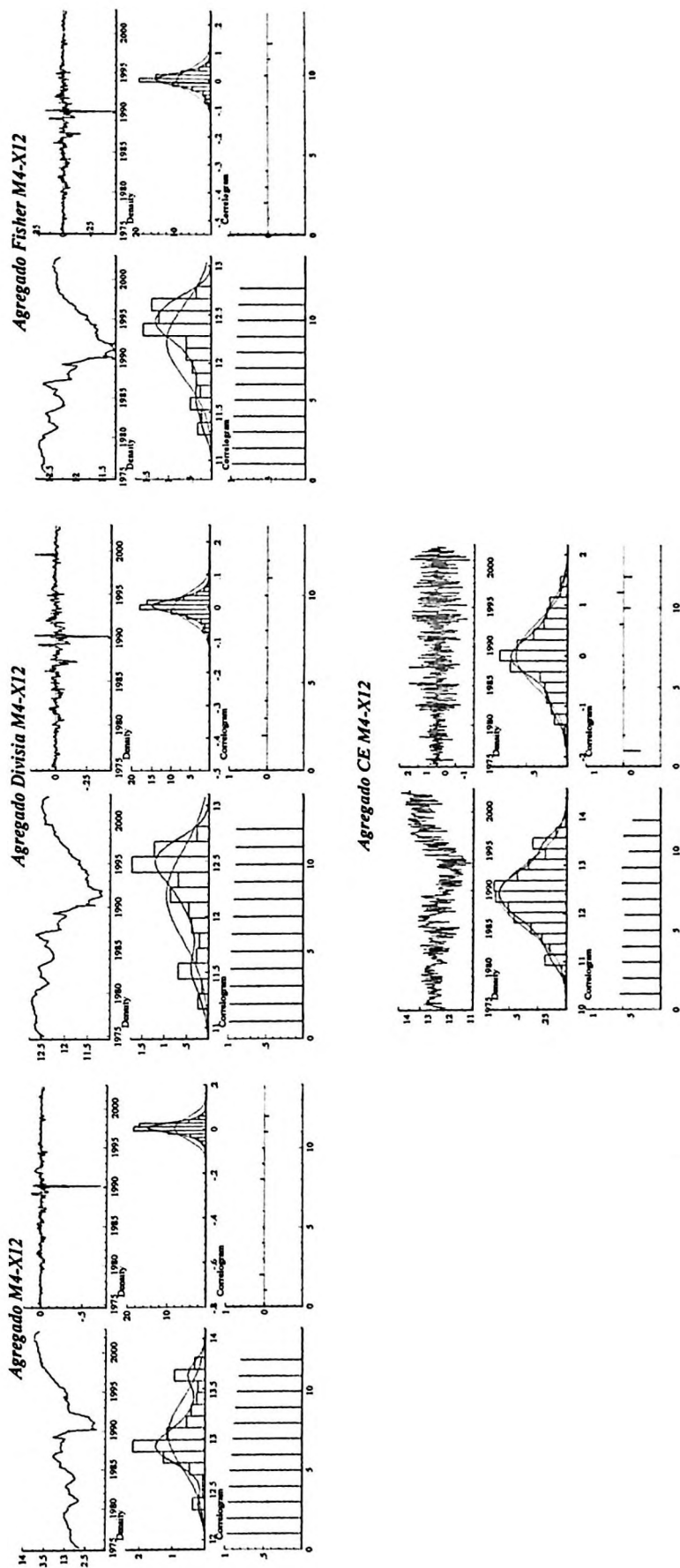
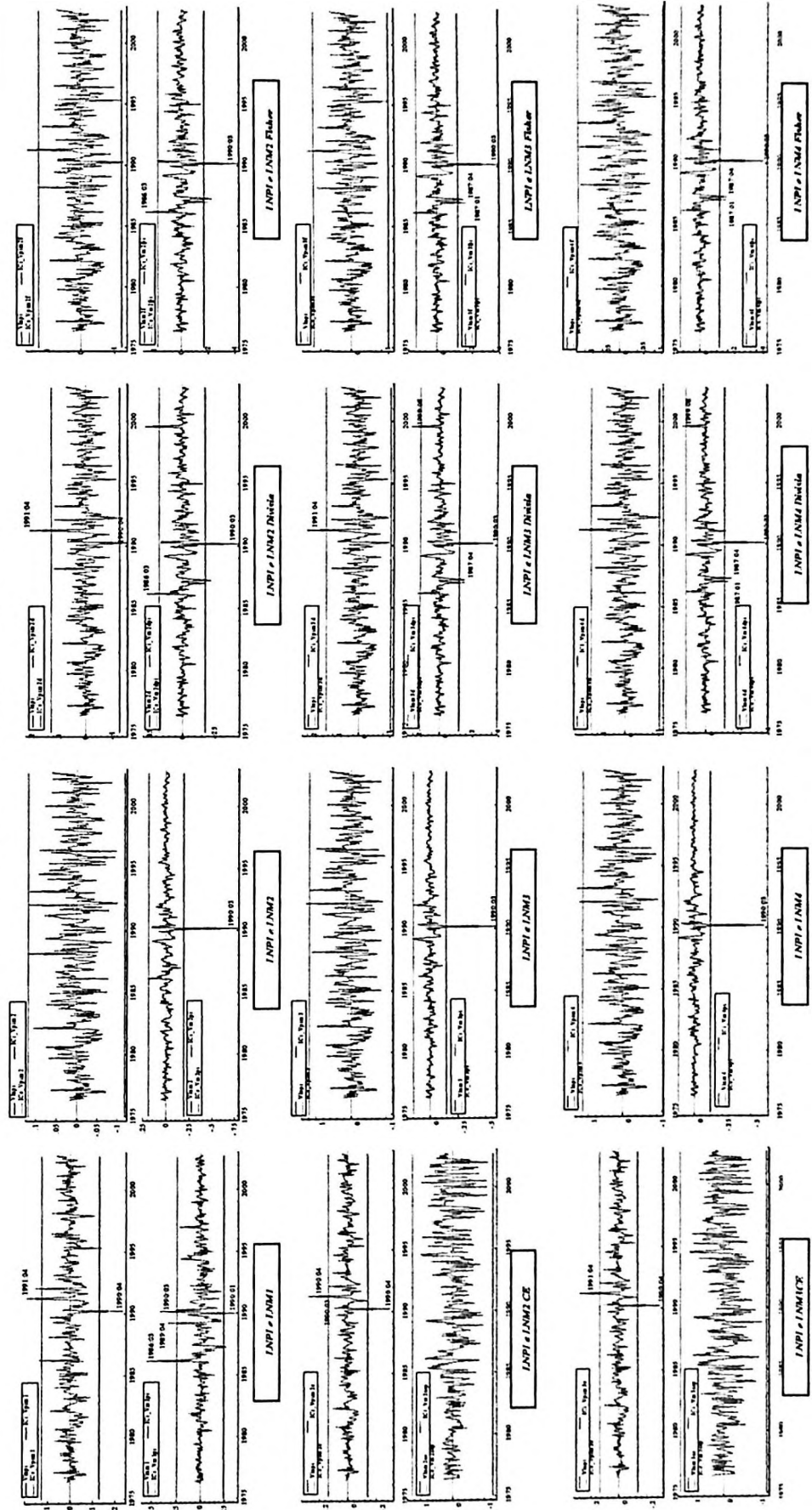


Figura A.II (a)
Resíduos dos Modelos VAR Irrestritos Sob o Intervalo de Confiança de Três Desvios Padrões Amostrais: Identificação dos Outliers para o Teste de Johansen



Resíduos dos Modelos VAR Irrestritos Sob o Intervalo de Confiança de Três Desvios Padrões Amostrais: Identificação dos Outliers para o Teste de Johansen

Figura A.II (c)

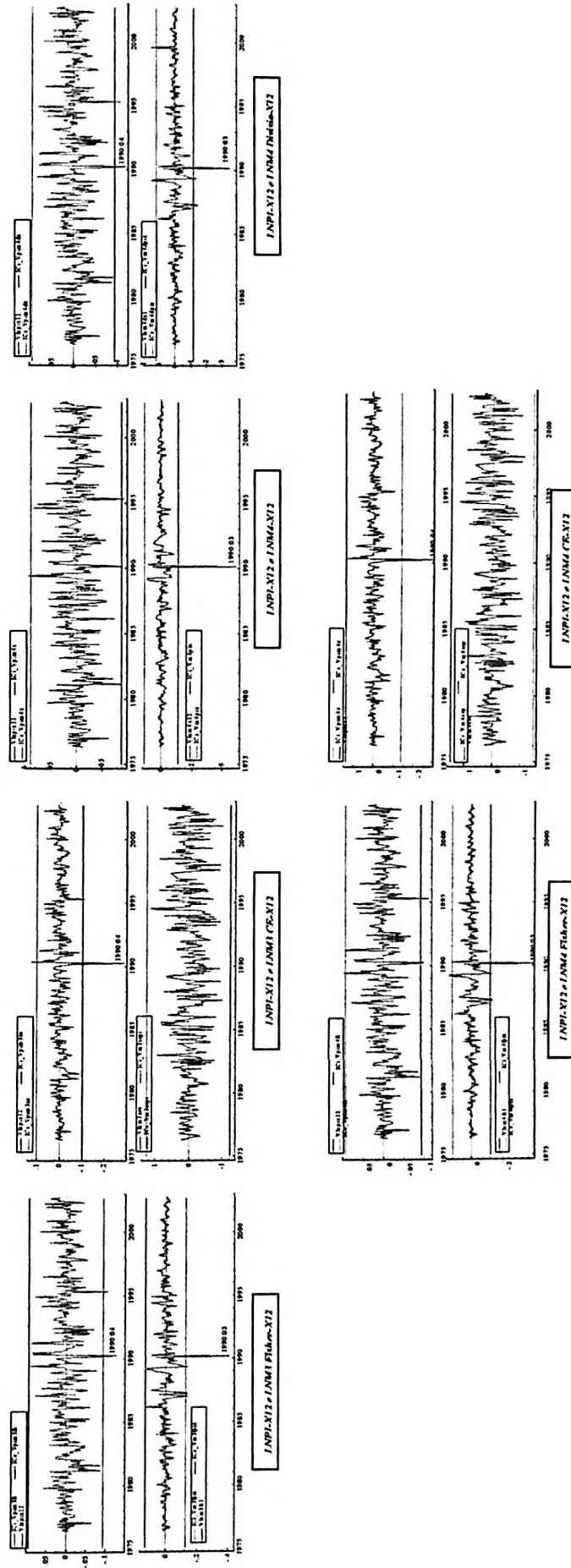


Tabela A.1

Tabelas das Estatísticas Descritivas das Variáveis no Nível e em Primeiras Diferenças

	LNPI	LNMI	LN2	LN2D	LN2F	LN2CE	LN3	LN3D	LN3F	LN3CE	LN4	LN4D	LN4F	LN4CE
Média	4.6280	11.1480	12.4235	11.6538	11.7295	11.8703	12.7949	11.8858	11.9157	12.1743	13.0567	12.1972	12.2191	12.3525
Mediana	4.6331	11.2377	12.3563	11.7177	11.8528	11.9023	12.6888	12.0007	12.0594	12.2113	12.9852	12.3279	12.3560	12.3704
Máximo	4.9691	12.0635	13.3902	12.3203	12.3188	13.2981	13.5933	12.4789	12.4775	13.5066	13.7548	12.7553	12.7542	13.6665
Mínimo	4.1292	9.8396	11.5727	10.5217	10.7673	10.1911	11.9804	10.7649	10.8927	10.3999	12.2170	11.1581	11.2540	10.6694
Desvio Padrão	0.1670	0.5461	0.4279	0.5245	0.4505	0.6469	0.3871	0.4718	0.4285	0.6575	0.3520	0.4153	0.3852	0.6823
Assimetria	-0.3477	-0.3927	0.5845	-0.5558	-0.5313	-0.1061	0.3604	-0.8127	-0.8642	-0.1910	0.2196	-0.8199	-0.8788	-0.2044
Curiose	2.4440	2.2885	2.9312	2.0686	1.9914	2.8296	2.6793	2.3913	2.5359	2.7870	2.8104	2.5166	2.7423	2.5700
Jarque-Bera	11.03	15.63	19.09	29.27	29.87	1.03	8.66	41.92	44.57	2.66	3.18	40.67	43.92	4.90
Probabilidade	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.60	0.01	0.00	0.00	0.26	0.20	0.00	0.00	0.09
Observações	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334
t-Student	506.4771	373.0954	530.5734	406.0605	475.8634	335.3515	604.0682	460.4062	508.1631	338.4160	677.8917	536.6890	579.6980	330.8434
Probabilidade	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Teste Hip: $H_0: \mu = 0$	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita

Tabela I(a)

	DLNPI	DLNMI	DLNM2	DLNM2D	DLNM2F	DLNM2CE	DLNM3	DLNM3D	DLNM3F	DLNM3CE	DLNM4	DLNM4D	DLNM4F	DLNM4CE
Média	0.0023	-0.0010	0.0030	-0.0001	-0.0001	0.0036	0.0033	-0.0001	-0.0003	0.0043	0.0029	-0.0003	-0.0005	0.0049
Mediana	0.0010	-0.0011	0.0077	0.0055	0.0057	0.0195	0.0072	0.0039	0.0043	0.0162	0.0064	0.0038	0.0040	0.0181
Máximo	0.3218	0.5352	0.2374	0.3060	0.2359	1.4710	0.1856	0.2285	0.1865	1.4974	0.1342	0.1757	0.1550	1.5669
Mínimo	-0.3107	-0.4157	-0.8483	-0.4632	-0.4562	-1.5297	-0.6777	-0.4309	-0.4731	-1.3429	-0.6947	-0.4567	-0.4947	-1.6171
Desvio Padrão	0.0712	0.1051	0.0658	0.0674	0.0646	0.5676	0.0516	0.0559	0.0551	0.5905	0.0494	0.0512	0.0510	0.6728
Assimetria	0.0655	0.2028	-6.3949	-0.8682	-1.1827	-0.0677	-6.8813	-1.5242	-2.2282	-0.0315	-8.4637	-2.3100	-3.0375	-0.0582
Curiose	4.8743	7.8741	86.4592	11.9598	12.0578	3.5015	93.3605	15.4876	20.4702	2.7657	121.2312	23.0713	30.1618	2.6469
Jarque-Bera	48.98	331.91	98915.08	1155.69	1215.98	3.74	115917.60	2292.60	4510.31	0.82	197928.90	5885.81	10748.52	1.92
Probabilidade	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.15	0.00	0.00	0.00	0.66	0.00	0.00	0.00	0.38
Observações	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333
t-Student	0.5972	-0.1664	0.8379	-0.0185	-0.0296	0.1163	1.1507	-0.0314	-0.1090	0.1333	1.0831	-0.0940	-0.1656	0.1321
Probabilidade	0.5508	0.8680	0.4027	0.9853	0.9764	0.9075	0.2507	0.9750	0.9133	0.8941	0.2795	0.9252	0.8686	0.8950
Teste Hip: $H_0: \mu = 0$	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.

Tabela I (b)

Tabela A.II

Tabelas das Estatísticas Descritivas das Variáveis no Nível e em Primeiras Diferenças

	LNPIX12	LNMIX12	LNMX2I12	LNMX2DX12	LNMX2FX12	LNM2CEX12	LNM3XI12	LNMX3DX12	LNM3FX12	LNMX3CEX12	LNM4XI12	LNMX4DX12	LNMX4FX12	LNMX4CEX12
Média	4.6304	11.1500	12.4238	11.6545	11.7301	11.8781	12.7951	11.8663	11.9161	12.1835	13.0569	12.1976	12.2195	12.3643
Mediana	4.6486	11.2469	12.3574	11.7196	11.8624	11.9297	12.6846	12.0136	12.0631	12.2076	12.9788	12.3320	12.3597	12.3816
Máximo	4.9096	12.0483	13.3889	12.2871	12.2846	13.5061	13.9299	12.4356	12.4344	13.7103	13.7557	12.7163	12.7153	13.9278
Mínimo	4.2046	9.9052	11.5579	10.5487	10.7955	10.2202	11.9858	10.7849	10.9134	10.4144	12.2141	11.1889	11.2542	10.6121
Desvio Padrão	0.1491	0.5428	0.4274	0.5235	0.4494	0.6368	0.3866	0.4711	0.4278	0.6448	0.3517	0.4147	0.3846	0.6663
Assimetria	-0.4507	-0.3839	0.5879	-0.5540	-0.5308	-0.0508	0.3644	-0.8134	-0.8668	-0.1441	0.2233	-0.8207	-0.8819	-0.1470
Curiose	2.4974	2.2561	2.9376	2.0526	1.9774	2.8431	2.6779	2.3778	2.5253	2.8122	2.8100	2.4983	2.7292	2.6064
Jarque-Bera	14.82	15.91	19.30	29.58	30.24	0.49	8.84	42.22	44.96	1.65	3.28	40.99	44.31	3.36
Probabilidade	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.78	0.01	0.00	0.00	0.44	0.19	0.00	0.00	0.19
Observações	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334	334
t-Student	567.3982	375.3882	531.3009	406.8833	476.9938	340.8685	604.8321	461.1457	509.0490	345.3232	678.5520	537.5966	580.7200	339.1162
Probabilidade	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Teste Hip: $H_0: \mu = 0$	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita

Tabela II (a)

	DLNPIX12	DLNMX12	DLNM2X12	DLNM2DX12	DLNM2FX12	DLNM2CEX12	DLNM3XI12	DLNM3DX12	DLNM3FX12	DLNM3CEX12	DLNM4XI12	DLNM4DX12	DLNM4FX12	DLNM4CEX12
Média	0.0019	-0.0008	0.0030	-0.0001	-0.0001	0.0039	0.0033	-0.0001	-0.0003	0.0048	0.0030	-0.0002	-0.0004	0.0054
Mediana	0.0001	-0.0018	0.0040	0.0022	0.0031	-0.0017	0.0059	0.0029	0.0027	0.0143	0.0069	0.0015	0.0017	0.0035
Máximo	0.2478	0.5216	0.2612	0.3002	0.2357	1.6664	0.1286	0.2261	0.1409	1.4319	0.1257	0.1766	0.1728	1.5530
Mínimo	-0.2784	-0.3936	-0.8814	-0.4080	-0.4587	-1.8677	-0.7145	-0.4074	-0.4856	-1.6085	-0.7251	-0.4292	-0.4851	-1.7357
Desvio Padrão	0.0403	0.0745	0.0630	0.0534	0.0518	0.5356	0.0496	0.0449	0.0454	0.5548	0.0489	0.0423	0.0428	0.6339
Assimetria	-0.1496	1.4554	-8.1416	-0.7399	-1.9421	-0.0862	-9.1052	-2.0837	-3.8313	-0.0082	-9.8748	-2.9442	-4.3517	-0.0536
Curiose	13.7185	18.2080	119.4162	18.2240	23.9224	3.7797	133.5286	25.7345	42.5829	3.0008	149.2135	36.2771	52.8349	2.8814
Jarque-Bera	1595.28	3326.61	191723.10	3246.21	6283.06	8.85	240999.50	7412.36	22554.15	0.00	302037.00	15845.77	35509.83	0.35
Probabilidade	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.84
Observações	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333	333
t-Student	0.8647	-0.2069	0.8769	-0.0410	-0.0395	0.1313	1.2115	-0.0354	-0.1154	0.1562	1.1133	-0.1069	-0.1760	0.1548
Probabilidade	0.3878	0.8363	0.3812	0.9673	0.9685	0.8956	0.2266	0.9718	0.9082	0.8759	0.2664	0.9149	0.8604	0.8771
Teste Hip: $H_0: \mu = 0$	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.	Não Rej.

Tabela II (b)

Tabela A.III

Resultados dos Testes de Cointegração - Engle-Granger

Variável	Engle-Granger		Critério de Cointegração do Modelo	Engle-Granger		Critério de Cointegração do Modelo	Engle-Granger		Critério de Cointegração entre as Variáveis	Proposição sobre a Neutralidade de Longo Prazo a ser Testada
	Endôgena PI	Endôgena PI-SA ^{X12}		Exôgena PI	Exôgena PI-SA ^{X12}		Variável	Exôgena PI		
<i>Exôgena</i>										
M1 ^{SS}	-1.482	-1.232	Não	M1 ^{SS}	-1.776	-1.382	Não	M1 ^{SS X12}	Não	Neutralidade
M2 ^{SS}	-2.431*	-2.534*	Sim	M2 ^{SS}	-1.165	-1.226	Não	M2 ^{SS X12}	Indefinido	-
M2 ^{Divisia}	-1.277	-1.302	Não	M2 ^{Divisia}	-1.410	-1.565	Não	M2 ^{Divisia X12}	Não	Neutralidade
M2 ^{Fisher}	-1.253	-1.294	Não	M2 ^{Fisher}	-1.367	-1.664	Não	M2 ^{Fisher X12}	Não	Neutralidade
M2 ^{CE}	-1.529	-1.641	Não	M2 ^{CE}	-1.025	-1.042	Não	M2 ^{CE X12}	Não	Neutralidade
M3 ^{SS}	-2.432*	-2.247*	Sim	M3 ^{SS}	-1.219	-1.302	Não	M3 ^{SS X12}	Indefinido	-
M3 ^{Divisia}	-1.337	-1.381	Não	M3 ^{Divisia}	-1.657	-1.938	Não	M3 ^{Divisia X12}	Não	Neutralidade
M3 ^{Fisher}	-1.356	-1.413	Não	M3 ^{Fisher}	-1.696	-1.870	Não	M3 ^{Fisher X12}	Não	Neutralidade
M3 ^{CE}	-1.662	-1.757	Não	M3 ^{CE}	-1.124	-1.262	Não	M3 ^{CE X12}	Não	Neutralidade
M4 ^{SS}	-2.522*	-2.289*	Sim	M4 ^{SS}	-1.176	-1.301	Não	M4 ^{SS X12}	Indefinido	-
M4 ^{Divisia}	-1.377	-1.432	Não	M4 ^{Divisia}	-1.671	-1.734	Não	M4 ^{Divisia X12}	Não	Neutralidade
M4 ^{Fisher}	-1.405	-1.475	Não	M4 ^{Fisher}	-1.683	-1.461	Não	M4 ^{Fisher X12}	Não	Neutralidade
M4 ^{CE}	-1.648	-1.730	Não	M4 ^{CE}	-1.362	-1.392	Não	M4 ^{CE X12}	Não	Neutralidade

Notas:

Testes realizados utilizando o logaritmo neperiano das séries.

Valores assinalados com (*) e (**) rejeitam a hipótese nula do teste, respectivamente, a 5% e a 1% de nível de significância.

Os valores críticos tabelados de MacKinnon a 1% e 5% iguais a -2.572 e -1.940 (sem intercepto e sem tendência determinista).

Testes de Cointegração: Método de Johansen (Sem Dummies)

Resultados dos Testes de Cointegração

Johansen								
PI	Lags do VAR	Termos Deterministas	Dummies Pulse	Est. do Traço $\eta(r)$	Posto: $\pi = 0$		VC (95%)	Critério de Cointegração do Modelo
					VC (95%)	Est. Máximo Autovalor $\zeta(r)$		
M1 ^{SS}	15	Constante Restrita	0	11.17	20.00	7.08	15.70	Não
M2 ^{SS}	14	Constante Restrita	0	11.94	20.00	9.37	15.70	Não
M2 ^{Divisão}	14		0	10.80	20.00	8.42	15.70	Não
M2 ^{Fisher}	14	Constante Restrita	0	10.33	20.00	7.92	15.70	Não
M2 ^{CE}	15	Constante Restrita	0	11.06	20.00	9.29	15.70	Não
M3 ^{SS}	14	Constante Restrita	0	13.47	20.00	10.53	15.70	Não
M3 ^{Divisão}	14	Constante Restrita	0	9.81	20.00	7.30	15.70	Não
M3 ^{Fisher}	14	Constante Restrita	0	9.52	20.00	6.83	15.70	Não
M3 ^{CE}	15	Constante Restrita	0	9.89	20.00	7.96	15.70	Não
M4 ^{SS}	14	Constante Restrita	0	15.64	20.00	13.07	15.70	Não
M4 ^{Divisão}	14	Constante Restrita	0	9.31	20.00	6.82	15.70	Não
M4 ^{Fisher}	14	Constante Restrita	0	9.39	20.00	6.53	15.70	Não
M4 ^{CE}	15	Constante Restrita	0	9.40	20.00	7.47	15.70	Não

Tabela A.V

Resultados dos Testes de Cointegração

Johansen								
PI-SA ^{X12}	Lags do VAR	Termos Deterministas	Dummies Pulse	Est. do Traço $\eta(r)$	Posto: $\pi = 0$		VC (95%)	Critério de Cointegração do Modelo
					VC (95%)	Est. Máximo Autovalor $\zeta(r)$		
M1 ^{SS X12}	14	Constante Restrita	0	11.34	20.00	8.86	15.70	Não
M2 ^{SS X12}	15	Constante Restrita	0	11.00	20.00	9.37	15.70	Não
M2 ^{Divisão X12}	12	Constante Restrita	0	10.77	20.00	8.76	15.70	Não
M2 ^{Fisher X12}	13	Constante Restrita	0	9.96	20.00	8.26	15.70	Não
M2 ^{CE X12}	15	Constante Restrita	0	10.49	20.00	8.47	15.70	Não
M3 ^{SS X12}	14	Constante Restrita	0	11.05	20.00	8.82	15.70	Não
M3 ^{Divisão X12}	14	Constante Restrita	0	9.48	20.00	7.22	15.70	Não
M3 ^{Fisher X12}	13	Constante Restrita	0	8.77	20.00	6.82	15.70	Não
M3 ^{CE X12}	13	Constante Restrita	0	9.89	20.00	7.88	15.70	Não
M4 ^{SS X12}	14	Constante Restrita	0	12.94	20.00	10.98	15.70	Não
M4 ^{Divisão X12}	14	Constante Restrita	0	9.71	20.00	7.27	15.70	Não
M4 ^{Fisher X12}	13	Constante Restrita	0	8.91	20.00	6.78	15.70	Não
M4 ^{CE X12}	13	Constante Restrita	0	9.55	20.00	7.52	15.70	Não

9. Apêndice

I. Condições para a Agregação de Variáveis Econômicas:

As condições gerais suficientes para a agregação teórica de um grupo de variáveis econômicas e as respectivas contra-partidas encontradas no modelo microeconômico de agente representativo abordado neste trabalho são expostas abaixo:

- i. Existência de uma sub-função, definida sobre um grupo específico de variáveis, que pode ser “fatorada” fora do problema de escolha do agente econômico.*

Esta condição, conhecida como Pressuposto da Separação Fraca, implica a existência de uma função agregadora teórica que pode ser definida sobre um subgrupo de ativos monetários no período corrente.

- ii. Alocação eficiente de recursos nos grupos de variáveis.*

A alocação eficiente é uma hipótese teoricamente alcançada pelo processo de maximização da função de utilidade do consumidor, tanto no grupo de variáveis fracamente separáveis como no grupo formado por todas as outras variáveis de decisão do modelo.

- iii. Ausência de uma racionalização das quantidades dentro do grupo de variáveis.*

Como não existe imposição preestabelecida sobre as quantidades dos ativos monetários e financeiros dentro e outros bens e serviços não monetários nos grupos das variáveis, esta condição pode ser desconsiderada.

- iv. Se os dados sobre preços ou quantidade tiverem sido agregados previamente entre os agentes, então um pressuposto adicional torna-se necessário: A existência de um agente representativo.*

Esta condição é suprida pela própria especificação do modelo microeconômico utilizado.

II. Esquematização do Processo de Maximização da Escolha do Consumidor

Genericamente, as duas etapas do processo de maximização da escolha do consumidor representativo podem ser esquematizadas da seguinte forma:

Primeiro Estágio:

$$\begin{cases} \text{Max}_{m=(m_1, \dots, m_n)} U[u(m_t), x_t] \\ \text{Suj: } \sum_{i=1}^h p_{is} q_{is} = w_s L_s + \sum_{i=1}^n [(1+r_{i,s-1}) p_{s-1}^* m_{i,s-1} - p_s^* m_{i,s}] + [(1+R_{s-1}) p_{s-1}^* A_{s-1} - p_s^* A_s] \end{cases}$$

Podendo-se compor as $T+1$ restrições orçamentárias em uma única por meio do processo recursivo mostrado em Barnett (1980). A condição de primeira ordem do primeiro estágio da decisão alocativa do agente representativo pode ser escrita como:

$$TMS_{i,k} = \frac{\left. \frac{\partial U(u, x_t)}{\partial u} \right|_{\substack{x_t = x_t^* \\ u = M(i), y = u(m_i^*)}}}{\left. \frac{\partial U(u, x_t)}{\partial q_{kt}} \right|_{\substack{x_t = x_t^* \\ u = M(i), y = u(m_i^*)}}} = \frac{\Pi_{it}}{p_{kt}}$$

obtendo como resultados o agregado da quantidade monetária corrente ótima, $M(i)_t^* = u(m_1, m_2, \dots, m_n)^*$, e as quantidades ótimas dos ativos monetários não correntes e dos bens e serviços não monetários para todos os períodos, $x_t^* = (m_{t+1}^*, \dots, m_{t+T}^*; q_t^*, \dots, q_{t+T}^*; I_t^*, \dots, I_{t+T}^*; A_{t+T}^*)$. Conseqüentemente, chega-se ao gasto total ótimo com os ativos monetários correntes, $y_t = M(i)_t \Pi_t$, dado

$$\Pi_t = \sum_{i=1}^n m_{it}^* \pi_{it} / M(i)_t.$$

Segundo Estágio:

$$\begin{cases} \text{Max}_{m=(m_1, \dots, m_n)} u(m_t) \\ \text{Suj: } y_t = M(i)_t \Pi_t \end{cases}$$

Uma vez que se deseja encontrar os valores individuais dos ativos monetários e financeiros, a condição de primeira ordem do problema de maximização condicionada irá impor somente a igualdade entre as taxas marginais de substituição com os preços relativos para estes ativos:

$$TMS_{i,j} = \frac{\left. \frac{\partial u(m_i)}{\partial m_{ii}} \right|_{m_i = m_i^*}}{\left. \frac{\partial u(m_i)}{\partial m_{ji}} \right|_{m_i = m_i^*}} = \frac{\pi_{ii}}{\pi_{ji}}$$

O resultado da maximização será o vetor $m_i^* = (m_{i1}^*, \dots, m_{in}^*)$ que contém as quantidades individuais ótimas dos ativos monetários correntes dado o montante de gasto total ótimo com estes ativos obtido no primeiro estágio.

III. Número Índice Exato

Definição: Se $Q(\pi_{t-1}, \pi_t : m_{t-1}, m_t)$ é um índice de quantidade entre os períodos $t-1$ e t , definido como função dos vetores de preços, ou custos de uso, $\pi_{t-1} > 0$ e $\pi_t > 0$, e dos vetores de quantidade, $m_{t-1} > 0$ e $m_t > 0$, então, um número índice é dito “exato” em relação a uma dada função, f , se $Q(\pi_{t-1}, \pi_t : m_{t-1}, m_t) = f(m_t)/f(m_{t-1})$ sempre que $m_t > 0$ for o valor de $m > 0$ que maximiza $f(m)$ sujeita à restrição $\pi_t m \leq \pi_{t-1} m_{t-1}$.

IV. Dedução Algébrica do Índice Divisia no Caso Contínuo

Utilizando o Lagrangeano no processo de maximização condicionada, as condições de primeira ordem do problema podem ser descritas por:

$$\left. \frac{\partial u(m)}{\partial m_i} \right|_{m=m_i^*} = \lambda \pi_{ii},$$

sendo λ o multiplicador de Lagrange. Dado o pressuposto da homogeneidade de primeiro grau da função de sub-utilidade, então, a condição de Euler será satisfeita de modo que:

$$\begin{aligned}
M_t^* &= u(m_t^*) = \sum_{j=1}^n \left[\left(\frac{\partial u(m)}{\partial m_j} \Big|_{m=m_t^*} \right) (m_{jt}^*) \right] \\
&= \sum_{j=1}^n \lambda \pi_{jt} m_{jt}^* \quad \text{ou} \\
M_t^* &= u(m_t^*) = \lambda \sum_{j=1}^n \pi_{jt} m_{jt}^*
\end{aligned}$$

Diferenciando esta equação em relação ao tempo com vistas à trajetória temporal do agregado monetário $M_t^* = u(m_t^*)$:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial M_t^*}{\partial t} &= \frac{\partial u(m_t^*)}{\partial t} \\
&= \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{\partial u(m)}{\partial m_i} \Big|_{m=m_t^*} \right) \left(\frac{\partial m_{it}^*}{\partial t} \right) \right] = \lambda \sum_{i=1}^n \pi_{it} \frac{\partial m_{it}^*}{\partial t} \\
&= \lambda \sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}^* \frac{\partial \log(m_{it}^*)}{\partial t}
\end{aligned}$$

Se dividirmos a equação do diferencial do agregado monetário em relação ao tempo pela própria equação do agregado, a equação resultante será idêntica ao diferencial do logaritmo neperiano do agregado monetário em relação ao tempo. Isto, porque se

$$h(u(x)) = \ln(u(x)), \quad \text{então:} \quad \frac{\partial h(u(x))}{\partial x} = \frac{\frac{\partial u(x)}{\partial x}}{u(x)} \ln e = \frac{\frac{\partial u(x)}{\partial x}}{u(x)}$$

Logo:

$$\frac{\partial \ln(M_t^*)}{\partial t} = \frac{\frac{\partial M_t^*}{\partial t}}{M_t^*} = \frac{\lambda \sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}^* \frac{\partial \ln(m_{it}^*)}{\partial t}}{\lambda \sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}^*} = \frac{\sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}^* \frac{\partial \ln(m_{it}^*)}{\partial t}}{\sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it}^*} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\pi_{it} m_{it}^*}{\sum_{j=1}^n \pi_{jt} m_{jt}^*} \right) \frac{\partial \ln(m_{it}^*)}{\partial t}$$

que nada mais é do que a expressão: $\frac{\partial \ln(M_t^*)}{\partial t} = \sum_{i=1}^n w_{it} \frac{\partial \ln(m_{it}^*)}{\partial t}$, com

$$w_{it} = \frac{\pi_{it} m_{it}^*}{\sum_{j=1}^n \pi_{jt} m_{jt}^*}.$$

V. Método de Estimação³⁷

$$\Delta y_t = \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ym} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^y \quad (\text{a})$$

Sistema:

$$\Delta m_t = \lambda_{my} \Delta y_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,my} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^m \quad (\text{b})$$

λ_{ym} = Efeito contemporâneo da moeda sobre o produto

λ_{my} = Efeito contemporâneo do produto sobre a moeda

$\gamma_{ym} = \frac{\alpha_{ym}(1)}{\alpha_{yy}(1)}$ = Elasticidade de longo prazo do produto em relação a mudanças exógenas e

permanentes na moeda

$\gamma_{my} = \frac{\alpha_{my}(1)}{\alpha_{mm}(1)}$ = Elasticidade de longo prazo da moeda em relação a mudanças exógenas e

permanentes no produto

Sendo $\alpha(L) = \sum_{j=0}^p \alpha_j L^j$

I-) Assumindo λ_{ym} conhecido no intervalo $[-6, 6]$:

- i. Estima-se (a) por OLS regredindo $[\Delta y_t - \lambda_{ym} \Delta m_t]$ contra $\{\Delta y_{t-j}, \Delta m_{t-j}\}_{j=1}^p$.
- ii. Estima-se (b) por GMM utilizando $\{\Delta y_{t-j}, \Delta m_{t-j}\}_{j=1}^p$ e $\hat{\varepsilon}_t^y$ como instrumentos.
- iii. Encontra-se $\gamma_{ym} = f(\lambda_{ym})$.

II-) Assumindo λ_{my} conhecido no intervalo $[-6, 11]$:

- i. Estima-se (b) por OLS regredindo $[\Delta m_t - \lambda_{my} \Delta y_t]$ contra $\{\Delta y_{t-j}, \Delta m_{t-j}\}_{j=1}^p$.
- ii. Estima-se (a) por GMM utilizando $\{\Delta y_{t-j}, \Delta m_{t-j}\}_{j=1}^p$ e $\hat{\varepsilon}_t^m$ como instrumentos.
- iii. Encontra-se $\gamma_{ym} = f(\lambda_{my})$.

III-) Assumindo γ_{my} conhecido no intervalo $[-6, 7]$:

- i. Reescreve-se (b) como:

³⁷ Metodologia utilizada por Sims (1989), Blanchard (1989), King & Watson (1997) e Serletis & Koustas (2001).

$$\Delta m_t = \alpha_{my}(1)\Delta y_t + \beta_{nm}\Delta m_{t-1} + \sum_{j=0}^{p-1} \tilde{\alpha}_{j,my}\Delta^2 y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \tilde{\alpha}_{j,mm}\Delta^2 m_{t-j} + \varepsilon_t^m \quad (c)$$

com : $\beta_{nm} = \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm}$ de forma que (c) troca os regressores $\{\Delta y_t, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p}, \Delta m_{t-1}, \dots, \Delta m_{t-p}\}$ de (b) pelos regressores $\{\Delta y_t, \Delta y_{t-1}, \Delta^2 y_t, \Delta^2 y_{t-1}, \dots, \Delta^2 y_{t-p+1}, \Delta^2 m_{t-1}, \dots, \Delta^2 m_{t-p+1}\}^{38}$.

Pela transformação, $\gamma_{my} = \frac{\alpha_{my}(1)}{(1-\beta_{nm})}$ ou $\alpha_{my}(1) = \gamma_{my} - \beta_{nm}\gamma_{my}$ (*). Substituindo (*)

em (c) chega-se a:

$$\Delta m_t - \gamma_{my}\Delta y_t = \beta_{nm}(\Delta m_{t-1} - \gamma_{my}\Delta y_t) + \sum_{j=0}^{p-1} \tilde{\alpha}_{j,my}\Delta^2 y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \tilde{\alpha}_{j,mm}\Delta^2 m_{t-j} + \varepsilon_t^m \quad (d)$$

- ii. Estima-se (d) por GMM, com $\{\Delta y_{t-j}\Delta m_{t-j}\}_{j=1}^p$ como instrumentos, regredindo $[\Delta m_t - \gamma_{my}\Delta y_t]$ contra $\{(\Delta m_{t-1} - \gamma_{my}\Delta y_t), \Delta^2 y_t, \Delta^2 y_{t-1}, \dots, \Delta^2 y_{t-p+1}, \Delta^2 m_{t-1}, \dots, \Delta^2 m_{t-p+1}\}$.
- iii. Estima-se (a) por GMM utilizando como instrumentos os resíduos de (d) e $\{\Delta y_{t-j}\Delta m_{t-j}\}_{j=1}^p$.
- iv. Encontra-se $\gamma_{ym} = f(\gamma_{my})$.

VI. Método Delta³⁹

O Método Delta é a denominação mais comum do método de aproximação fundamentado no Teorema de Cramer, que utiliza a primeira e a segunda ordem de uma aproximação linear de Taylor para analisar a distribuição assintótica e os momentos de uma variável aleatória.

³⁸ Os instrumentos são necessários devido à potencial correlação existente entre Δy_t com o termo de erro.

³⁹ As referências bibliográficas para este tópico são: Spanos e Greene.

Teorema de Cramer: Seja $g(\cdot): \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ uma função tal que $\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \neq 0$ e contínua na vizinhança de $\theta \in \mathbb{R}$. Assumindo que $\sqrt{n}(X_n - \theta) \stackrel{a}{\sim} N(0, \sigma^2)$, então: $\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) \stackrel{a}{\sim} N\left(0, \left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|^2 \sigma^2\right)$. A forma vetorial deste teorema com $g(\cdot): \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}^k$ com posto $\left(\left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|\right) = k$, $\sqrt{n}(X_n - \theta) \stackrel{a}{\sim} N(0, \Sigma)$, toma a forma: $\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) \stackrel{a}{\sim} N\left(0, \left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right| \Sigma \left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|\right)$.

Para funções $g(\cdot)$ lineares, o Método Delta produz resultados exatos. Para funções não lineares, contudo, o método pode gerar aproximações não exatas, requerendo uma aproximação de segunda ordem. Pelo método de aproximação linear de segunda ordem de Taylor de uma função, $g(\cdot): \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ em $x = \theta$ tal que $\frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2} \neq 0$, possui a seguinte forma:

$$g(x) - g(\theta) = \left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right| (x - \theta) + \frac{\left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|}{2} (x - \theta)^2 = \frac{\left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|}{2} \left\{ \left((x - \theta) + \frac{\left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|}{\left|\frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2}\right|} \right)^2 - \frac{\left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|^2}{\left|\frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2}\right|^2} \right\}$$

portanto, pelo teorema exposto acima, para $\sqrt{n}(X_n - \theta) \stackrel{a}{\sim} N(0, \sigma^2)$ a aproximação de segunda ordem toma a seguinte forma:

$$g(x) - g(\theta) = \frac{\sigma^2 \left|\frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2}\right|}{2} \left\{ \left(\frac{\sqrt{n}(X_n - \theta)}{\sigma} + \delta_n \right)^2 - \delta_n^2 \right\}, \quad \text{com: } \delta_n = \frac{\sqrt{n} \left|\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta}\right|^2}{\sigma \left|\frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2}\right|^2}$$

Dado que o quadrado de uma variável aleatória com distribuição Normal padrão é uma distribuição qui-quadrado, então:

$$\left(\frac{\sqrt{n}(X_n - \theta)}{\sigma} + \delta_n \right)^2 \stackrel{a}{\sim} \chi^2(1; \delta_n^2)$$

tal que $\chi^2(1; \delta_n^2)$ descreve uma qui-quadrado com um grau de liberdade e parâmetro não centralizado δ_n^2 . Portanto, como descrito em Spanos (1986), a aproximação de segunda ordem toma a forma:

$$n(g(X_n) - g(\theta)) \approx \frac{\sigma^2 \left| \frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2} \right|}{2} \{ \chi^2(1; \delta_n^2) - \delta_n^2 \}, \text{ com: } \delta_n = \frac{\sqrt{n} \left| \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \right|^2}{\sigma \left| \frac{\partial^2 g(\theta)}{\partial \theta^2} \right|^2}.$$

10. Bibliografia

1. Andersen, L.C. & Karnosky, D.S. (1972) "The Appropriate Time Frame for Controlling Monetary Aggregates: The St. Louis Evidence". In *Controlling Monetary Aggregates II: The Implementation*, Conference Series No.9, Boston. Federal Reserve Bank of Boston. pp.147-77.
2. Anderson, R. G. & Barry, J. E. & Nesmith, T.D. (1997a). "Introduction to the St. Louis Monetary Services Index Project". Review (Jan/Feb). Federal Reserve Bank of St. Louis.
3. Anderson, R. G. & Barry, J. E. & Nesmith, T.D. (1997b). "Monetary Aggregation Theory and Statistical Index Numbers". Review (Jan/Feb). Federal Reserve Bank of St. Louis.
4. Anderson, R. G. & Barry, J. E. & Nesmith, T.D. (1997c). "Building New Monetary Services Index: Concepts, Data and Methods".
5. Apostolos, S. & Koustas, Z. "Monetary Aggregation and the Neutrality of Money". *Economic Inquiry*, 39(1), 2001.
6. Bae, Sang-Kun & Ratti, R. A. (2000) "Long-Run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina and Brasil". *Journal of Monetary Economics*, 46, 581-604.
7. Barnett, W. A. (1978) "The User Cost of Money". *Economic Letters*, vol 1, 145-9.
8. Barnett, W. A. (1980) "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index and Aggregation Theory". *Journal of Econometrics*, 14, 11-48. North-Holland Publishing Company.
9. Barnett, W. A. (1981) "Consumer Demand and Labour Supply: Goods, Monetary Assets, and Time". Amsterdam: North Holland.
10. Barnett, W. A. (1990) "Developments in Monetary Aggregation Theory" *Journal of Policy Modeling*. Summer, pp.205-57.
11. Barnett, W. A. e Fisher, Douglas e Serletis, Apostolos (1992) "Consumer Theory and the Demand for Money" *Journal of Economic Literature* (Dec), pp2086-119.

12. Beaudry, P & Saito, M. (1998) "Estimating the Effects of Monetary Shocks: An Evaluation of Different Approaches". *Journal of Monetary Economics*, 42, 241-60
13. Belongia, M. T. (1995) "Weighted Monetary Agregates: A Historical Survey". *Journal of International and Comparative Economics*. Vol. 4, pp.87-114.
14. Belongia, M. T. (1996) "Measurement Matters: Recent Results from Monetary Economics Reexamined". *Journal of Political Economy* (Oct), pp1065-83.
15. Blanchard, O. (1997) "Macroeconomics". Prentice-Hall.
16. Bryant, Ralph C. (1983) "Controlling Money: The Federal Reserve and its Crisis". The Brookings Institution, Washington, D.C. 332.4973 B915c
17. Bullard, J & Keating, J. (1994) "Superneutrality in Postwar Economies". Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 1994-011B.
18. Bullard, J & Mitra, K. (2000) "Learning about Monetary Policy Rules". Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 2000-001E.
19. Bullard, J. (1999) "Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research". *Review* (Nov/Dec). Federal Reserve Bank of St. Louis.
20. Cagan, P. (1965) "Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money 1875-1960". National Bureau of Economic Research. New York. Columbia University Press. 338.54 C131d
21. Cagan, P. (1989) "Money-Income Causality – A Critical Review of the Literature Since A Monetary History". In: Bordo, M.D. "Money, History, and International Finance: Essays in Honor of Anna J. Schartz. Chicago, University of Chicago Press, 117-59.
22. Campbell, J. Y. & Perron, P. (1991) "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots". National Bureau of Economic Research. Cambridge. Working Paper (100).
23. Chrystal, K. A e MacDonald, R. (1994) "Empirical Evidence on the Recent Behavior and Usefulness of the Simple-Sum and Weighted Measures of the Money Stock". *Review* (Mar/Apr). Federal Reserve Bank of St. Louis.

24. Clarida, R. & Galí, J. & Gertler, M. (1999) "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Literature*, 37, December, pp. 1661-1707.
25. Cooley, Thomas F. & Hansen, Gary D. (1995) "Money and the Business Cycle". *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, pp.175-216.
26. Dickey, D.A. & Pantula, S. (1987) "Determining the Order of Differencing in Autorregressive Process". *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 455-61.
27. Diewert, W. E. (1976) "Exact and Superlative Index Numbers". *Journal of econometrics*. May, pp.115-145.
28. Diewert, W. E. (1978) "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation". *Econometrica*. July, v46, (4).
29. Diewert, W. E. (1981) "The Economic Theory of Index Numbers: A Survey". *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honor of Sir Richard Stone*, Angus Deaton, ed., Cambridge University Press, pp.163-208.
30. Diewert, W. E. (1993) "The Early History of Price Index Research" *Essays in Index Number Theory*. Amsterdam, North-Holland, pp.33-65.
31. Diewert, W. E. (1995) "On the Stochastic Approach to Index Numbers" *University of British Columbia Discussion Paper*, Number DP 95-31. September.
32. Diniz, E. M. (1996) "Oferta de Moeda e Preços no Brasil – 1953-1985". *Tese de Doutorado*. IPE-USP. T332.40981 D585o.
33. Donovan, D. J. (1978) "Modeling the Demand for Liquid Assets: Papplication to Canada". *IMF Staff Papers*, vol 25, # 3-4, pp.674-704.
34. Enders, W. (1995) "Applied Econometric Time Series". Wiley.
35. Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55(2): 251-76.
36. Epstein, R.J.(1954) "A History of Econometrics". North Holland. Amsterdam, Netherlands. 330.0182 E64h

37. Fama, E. (1980) "Banking in the Theory of Finance". *Journal of Monetary Economics*. January, pp. 39-57.
38. Feige, E.L. & Pearce, D.K. (1979) "The Causal Relationships Between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis". *Review of Economic and Statistics*, 61, Novembro.
39. Fisher, I (1922) "The Making of Index Numbers". Houghton Mifflin, New York.
40. Fisher, M. E. & Seater, J. J. (1993) "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA framework". *American Economic Review*, 83, 3, 402-415.
41. Fisher, Stanley (1996) "Why are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?" in *Achieving Price Stability*, Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium.
42. Fortuna, Eduardo (2002) "Mercado Financeiro: Produtos e Serviços". Rio de Janeiro. 15^a. edição. Qualitymark Editora.
43. Freeman, S & Kydland, F. (1998) "Monetary Aggregates and Output". Federal Reserve Bank of St Louis, Working Paper 1998-013A.
44. Friedman, B. M. & Schwartz, A. J.(1963) "A Monetary History of the United States – 1867-1960". National Bureau of Economic Research - New York. Princeton. Princeton University Press. 332.4973 F911m
45. Friedman, B. M. & Schwartz, A. J.(1970) "Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods". Columbia University Press.
46. Friedman, B. M. & Schwartz, A. J.(1982) "Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975". National Bureau of Economic Research – Chicago. The Chicago University Press. 332.4973 F911mo
47. Friedman, B. M. (1961) "The Lag in the Effect of Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, October, 69, pp 447-66.
48. Friedman, B. M. (1968) "The Role of Monetary Policy". *American Economic Review*, March, pp 1-17.
49. Friedman, B. M. (1969) "The Optimum Quantity of Money - and Other Essays". Chicago. Aldine Publishing Company. 332.4973 F911o

50. Friedman, B. M. (1977) "The Inefficiencies of Short-Run Monetary Targets for Monetary Policy". Brookings Papers on Economic Activity.
51. Friedman, B. M. (1989) "Quantity Theory of Money" In: Eatwell, J; Milgate, M. & Newman, P. "The New Palgrave – Money". London, Macmillan. 1-40.
52. Garcia, M. E & Oliveira, A X. (1987) "Relações de Causalidade entre Moeda Crédito e Renda Nominal: Utilização de Dois Métodos de Modelagem Autorregressiva". In Encontro Latino Americano da Econometric Society, 2, 975-1005.
53. Geweke, J. (1982) "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series". Journal of the American Statistical Association, 77 (378): 304-13.
54. Goodfriend, M & King, R. (1997) "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy". NBER Macroeconomics Annual, Cambridge Mass: Massachusetts Institute of Technology, pp. 231-295.
55. Granger, C.W.J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods". Econometrica, Julho, 37, 424-38.
56. Granger, C.W.J. (2001) "Macroeconometrics – Past and Future". Journal of Econometrics, 100. pp.17-19
57. Green, J. H. A. (1964) "Aggregation in Economic Analysis: An Introductory Survey. Princeton University Press.
58. Greene, W. H. (2000) "Econometric Analysis". Upper Saddle River, Printice Hall.
59. Hendry, D.F (1995) "Dynamic Econometrics". Oxford. Oxford University Press. 330.0182 H498d
60. Hoover, K. D. (1995) "Macroeconometrics: Developments, Tensions and Prospects". Boston. Kluwer Academic Publishers. 339 M174d.
61. Hulten, C. R. (1973) "Divisia Index Numbers". Econometrica, november, pp.1017-25.
62. Hume, David (1752) "Of Money and Of Interest" editado por Eugene Rotwein (1970) in "Writings on Economics". Madison, University of Wisconsin Press.

63. Johansen, S. & Hansen, H. (1999) "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models". *Journal of Econometrics*. Vol 2 , pp.306-333
 64. Johansen, S. & Mosconi, R. & Nielsen, B. (2000) "Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trends". *Journal of Econometrics*. Vol 3 , pp.216-249.
 65. Johansen, S. & Nielsen, B. (1993) "Manual for the Simulation Program Disco". Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen. Junho, 2.
 66. Johansen, S. (1992) "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis". 52(3): 389-402.
 67. Johansen, S. (1995) "Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models". Oxford. Oxford University Press.
 68. King, R.G & Watson, M. (1997) "Testing Long-Run Neutrality". *Federal Reserve of Richmond Economic Quarterly*, 83(3).
 69. Leeper, E.M., Sims, C.A.& Zha, T. (1996) "What Does Monetary Policy Do?". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
 70. Lucas, Robert. E. Jr (1972) "Expectations and the Neutrality of Money" *Journal of Economic Theory*, Abril, 4, no.2.
 71. Lucas, Robert. E. Jr (1996) "Nobel Lecture: Monetary Neutrality" *Journal of Political Economy*. August, pp 661-82.
 72. Mankiw, G. N. & Reis, R. (2001) "Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps". NBER Working Paper 8614.
 73. Marty, A. L. (1994) "What is the Neutrality of Money?". *Economic Letters*. April, pp 407-09.
 74. Mishkin, F.S & Estrella, A. (1996) "Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?". NBER Working Paper 5845.
 75. Nakane, M.I. (1993) "Testes de Exogeneidade Fraca e Superexogeneidade para a Demanda de Moeda no Brasil". Dissertação de Mestrado. IPE-USP.
 76. Offenbacher, E. K. (1980) "Economic Monetary Aggregates – Comment". *Journal of Econometrics*, 14, pp. 57-59.
 77. Pastore, A. C. (1996) "O Futuro do Real". *Texto Acadêmico*.
-

78. Pastore, A. C. (1996) "Por que a Política Monetária Perde a Eficácia?". Texto Acadêmico.
79. Pastore, A. C. (1997) "Passividade Monetária e Inércia". Texto Acadêmico.
80. Pesek, B. & Thomas, R. (1967) "Saving, Money, Wealth, and Economic Theory". The Macmillan Company.
81. Rahbek, A & Mosconi, R. (1999) "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models". *Econometric Journal*. Vol 2, pp.75-91.
82. Rocha, F. (1996) "Um Teste dos Limites do Poder da Política Monetária". *Estudos Econômicos*, 26 (3). 310-33.
83. Rommer, D. (1996) "Advanced Macroeconomics". Mac Graw Hill.
84. Rossi, José W. (2000) "Divisia Monetary Aggregates for Brazil". *Economia Aplicada*, 3, v4, p 413-433.
85. Rotemberg, J. J & Driscoll, J. C. & Poterba, J. M. (1995) "Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Agregate". *Journal of Business & Economic Statistics*. American Statistical Association. Janeiro, 13, 67-83.
86. Samuelson, Paul. A. (1969) "What a Classical and Neoclassical Monetary Theory Really Was" in "The Collected Scientific Papers of Paul A. Samuelson". Vol.3. MIT Press, 1972.
87. Sims, C. A. (1972) "Money, Income and Causality". *American Economic Review*, Setembro, 62, 540-52.
88. Sims, C. A. (1980a) "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*. Janeiro, Vol 48, No.I.
89. Sims, C. A. (1980b) "Comparision of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered". *American Economic Rewiew*, 70, Maio.
90. Spanos, A. (1986) "Statistical Foudations of Econometric Modelling". Cambridge. New York. Cambridge University Press.
91. Taton, J. A. (1990) "The Link Between Monetary Aggregates and Prices". Federal Reserve Bank of St Louis, Workink Paper 1990-002A.
92. Theil, H. (1954) "Linear Aggregation of Economic Relations". Amsterdam, North-Holland.

93. Toda, H.Y & Phillips, P. C. B. (1993). "Vector Autorregressive and Causality". *Econometrica*. (61), 1367-93. P330 E16
94. Végh, C. A. (2001) "Monetary Policy, Interest Rate Rules, and Inflation Targeting: Some Basic Equivalences". NBER Working Paper 8684.
95. Walsh, C. (1998) "Monetary Theory and Policy". MIT Press.
96. Woodford, M. (2001) "Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy". NBER Working Paper 8673.