

M
BCME-DOAÇÃO

**OS NOVOS AGREGADOS MONETÁRIOS E
DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL (1986 - 1994) :**
um estudo sobre estabilidade

BCME-BIBLIOTECA

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

OS NOVOS AGREGADOS MONETÁRIOS E DEMANDA POR
MOEDA NO BRASIL (1986 - 1994) :
um estudo sobre estabilidade

José Mairton Figueiredo de França

CATIVO

BCME-BIBLIOTECA

FORTALEZA - CEARÁ

1998


CATIVO

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE

CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

UFC/BU/BCME 04/Ago/1998



R845957 Os Novos agregados monetários e
C440493 demanda
332.415

BCME-BIBLIOTECA

**OS NOVOS AGREGADOS MONETÁRIOS E DEMANDA POR
MOEDA NO BRASIL (1986 - 1994) :**
um estudo sobre estabilidade

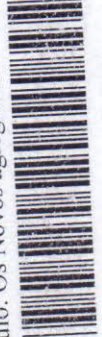
José Mairton Figueiredo de França

CATIVO

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA À
COORDENAÇÃO DO CURSO DE
MESTRADO EM ECONOMIA - CAEN,
COMO REQUISITO PARCIAL PARA A
OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE.

1352.415
F881n
T

00845957 Ag. 25155
UFCE - BCME



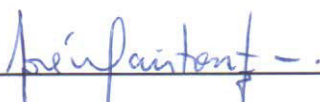
FORTALEZA - CEARÁ

1998

Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de mestre em economia outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca Central da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que seja feita em conformidade com as normas da ética científica.

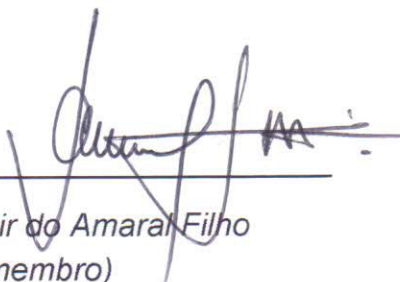
Dissertação aprovada em 11 de maio de 1998.



José Mairton Figueiredo de França



Prof. Dr. Pichai Chumvichitra
(orientador)



Prof. Dr. Jair do Amaral Filho
(membro)



Prof. Dr. Manoel Bosco de Almeida
(membro)



Prof. Dr. Paulo Melo de Jorge Neto
(membro convidado)

BCME-BIBLIOTECA

*À minha família,
Soli e Mateus,
pelo amor e apoio
indispensáveis*

*Aos meus pais,
Ana Rosa e Vamilton,*

*Às minhas avós
Neusa (in memoriam) e Zaíde,
porto seguro nos momentos difíceis*

AGRADECIMENTOS

Um trabalho científico conta, em geral, com a contribuição, direta ou indireta, de muitas pessoas, seja no apoio técnico e científico, seja no emocional. Estas pessoas passam a fazer parte do corpo do trabalho como se uma história pudesse ser contada nas suas entrelinhas. Nesse sentido, gostaria de agradecer a algumas pessoas que já fazem parte dessa história.

Ao professor Pichai Chumvichitra, meu orientador, que ultrapassou os limites de uma simples orientação de dissertação tornando-se um grande amigo e estimulador, sempre confiante na eficiência de meus resultados.

Aos professores Paulo Neto, Jair do Amaral e Manoel Bosco pelas críticas e sugestões apresentadas.

A todos os colegas do CAEN, e, em especial, aos amigos Mileno, Marcelo, Robert, Luci, Haroldo, Ricardo, Márcia, Estér e Higino pelo companheirismo e pelas sugestões sempre competentes.

Ao corpo de funcionários do CAEN e aos companheiros do dia-a-dia Cleber, Irismar e Fázia.

À professora Araceli pela revisão de português atenciosa e precisa.

Por fim, aos meus pais pelo apoio e pela educação acertada, aos meus irmãos, Vamilton, Márcio, André e Vana pelo carinho sempre disponível, e à Soli e Mateus, apoio e carinho indispensáveis nos momentos mais difíceis.

Devo acrescentar que as eventuais omissões ou imprecisões são de minha inteira responsabilidade.

INTRODUÇÃO	11
CAPÍTULO I : Demanda por Moeda: Algumas Formulações Teóricas	16
1. Introdução	16
2. Correntes Teóricas sobre Demanda por Moeda	17
2.1 - <u>Teoria de Estoques para Transações - Baumol e Tobin</u>	18
2.2 - <u>Teoria de Portfólios</u>	19
2.2.1 - A Teoria Quantitativa da Moeda (<i>TQM</i>)	19
2.2.2 - Teoria da Seleção de Carteiras (Aversão ao Risco)	23
3. A Questão da Estabilidade da Função de Demanda por Moeda	26
4. Algumas Observações Pertinentes sobre as Formulações Teóricas	30
CAPÍTULO II: A Questão da Agregação Monetária	33
1. Introdução	33
2. A Agregação Tradicional por Soma Simples	35
3. Os Agregados Divisia	40
3.1 - <u>Os Fundamentos Microeconômicos dos Agregados Divisia</u>	40
3.2 - <u>As Ligações entre a Teoria Microeconômica e a Teoria Estatística dos Números Índices</u>	44
4. Agregados de Equivalência Monetária - CE (<i>Currency Equivalent</i>)	47
5. Relação entre os Agregados Divisia e CE	52
6. Construção de Agregados Divisia e CE para Ativos Financeiros no Brasil (1986 - 1994)	54
6.1 - <u>Descrição dos Ativos Financeiros e Taxas de Rentabilidade Utilizados para a Agregação</u>	54
6.2 - <u>O Cálculo do Custo de Uso (Custo de Oportunidade) e dos Serviços Monetários de cada Ativo Financeiro</u>	57
6.2.1 - Custo de Uso e Serviços Monetários para Agregados Divisia: um exemplo	57

6.2.2 - O Custo de Uso para Agregados <i>CE</i> : um exemplo.....	60
6.2.3 - A Adaptação dos Agregados de Soma Simples	61
7. Descrição e Análise Inicial dos Índices Monetários Ponderados	62
8. Conclusões	76
CAPÍTULO III: Demanda por Moeda e sua Estabilidade: Estimação e Testes	78
1. Introdução	78
2. Estacionaridade, Raízes Unitárias e Cointegração	79
3. Testes de Raízes Unitárias para os Novos Agregados Monetários e Variáveis Seleccionadas	83
4. Testando Cointegração para os Agregados Monetários, Renda Real e Juros	88
5. Estimação da Demanda por Moeda no Brasil	91
6. Ponderações sobre os Resultados Empíricos.....	92
CONSIDERAÇÕES FINAIS	94
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	101
ABSTRACT	106
APÊNDICE 1: Modelo Baumol-Tobin	107
APÊNDICE 2: Maximização do Consumidor na Teoria da Seleção de Carteiras - Aversão ao Risco.....	109
APÊNDICE 3: Derivação do Custo de Oportunidade para Agregação Monetária	113
ANEXO 1: Taxas de Rentabilidade de Ativos Financeiros no Brasil (abril/1986 - junho/1994)	118
ANEXO 2: Índices de Preços e de Produto Interno Bruto no Brasil (abril/1986 - junho/1994)	120

LISTA DE QUADROS E TABELAS

QUADRO:

1. Agregados Monetários Oficiais no Brasil 37

TABELAS:

1. Custo de Uso e Serviços Monetários para Agregados Divisia - Brasil
(abr. 1986 - jun. 1994) 64
2. Custo de Oportunidade para Agregados CE - Brasil (abr. 1986 - jun. 1994).... 66
3. Pesos para Agregação por Soma Simples (SS) - Brasil (abr. 1986 -
jun. 1994)..... 68
4. Índices Monetários Simples e Ponderados - Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)..... 70
5. Variância dos Custos de Oportunidade para Ativos Financeiros - Brasil
(abr. 1986 - jun. 1994) 72
6. Testes de Raízes Unitárias para Agregados Monetários Reais (simples e
Ponderados) e Variáveis Seleccionadas..... 87
7. Teste de Cointegração entre Moeda e Renda: 1º. Estágio: Estimação de
Equações de Longo Prazo 88
8. Teste de Cointegração para Moeda e Renda: 2º. Estágio: Teste de
Raízes Unitárias para os Resíduos 89
9. Testes de Cointegração entre Moeda e Juros: 1º. Estágio: Estimação de
Equações de Longo Prazo 90
10. Testes de Cointegração entre Moeda e Juros: 2º. Estágio: Teste de Raízes
Unitárias para os Resíduos 90

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICOS:

1. Haveres Financeiros no Brasil (M1) - 1986 - 1994	38
2. Haveres Financeiros no Brasil (M2) - 1986 - 1994	38
3. Haveres Financeiros no Brasil (M3 e M4) - 1986 - 1994	38
4. Índices Monetários Reais - Brasil (abr. 1986 - jun. 1994).....	73
5. Velocidade de Circulação da Moeda e Taxa de Juros pelos Agregados Soma Simples, Divisia e CE - Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)	73
6. Taxas de Crescimento Monetário (M4 e M4CE) - Brasil (abr. 1986 - jun. 1994).....	75
7. Taxas de Crescimento Monetário (M4 e DM4) - Brasil (abr.1986 - jun.1994) ..	75
8. Taxas de Crescimento Monetário (DM4 e M4CE) - Brasil (abr. 1986 - jun. 1994).....	75
9 - 20. Agregados Monetários Reais Simples e Ponderados - 1986.2 - 1994.2 (em logaritmo).....	84
21 e 22. Renda Real e Taxa de Juros - 1986.2 - 1994.2 (em logaritmo).....	85

FRANÇA, José Mairton Figueiredo de. ***Os Novos agregados monetários e demanda por moeda no Brasil (1986 - 1994)***: um estudo sobre estabilidade. Fortaleza : [s. n.], 1998. 118 fl. Il. Bibliografia : fl. 99-103.

RESUMO

Neste trabalho são derivados os novos agregados monetários baseados nos microfundamentos, agregados Divisia e de equivalência monetária. Para isso, são utilizados os custos de oportunidade como ponderadores para cada ativo monetário componente da agregação, resultando numa função de serviços monetários prestados pelos diferentes ativos. Além disso, esses novos agregados foram usados na estimação de uma função estável de demanda por moeda para o Brasil, no período de abril de 1986 a junho de 1994. Os resultados alcançados foram satisfatórios no sentido em que, os novos agregados monetários se mostraram mais eficientes em captar as modificações no setor monetário da economia. Contudo, não foram capazes de gerar uma função estável de demanda por moeda para o Brasil no período em análise.

INTRODUÇÃO

A economia brasileira passou por grandes transformações no decorrer das décadas de 80 e 90. Tais transformações se deram no sentido de uma forte intervenção das autoridades governamentais no funcionamento da economia - através da implementação de planos de estabilização macroeconômica. Os motivos dessa intervenção estiveram quase sempre relacionados à ocorrência de altos níveis inflacionários que, em determinados momentos, beiraram a hiperinflação.

Além das transformações no panorama geral da economia, o setor monetário em específico, sofreu modificações em dois sentidos: pela incorporação de inovações tecnológicas agilizando as transações financeiras - destacando-se, nesse caso, a informatização e o uso de cartões magnéticos; e pela emissão crescente de títulos federais para o financiamento dos gastos públicos, tendo como resultado a financeirização da economia.

Pelas razões apontadas acima, as instituições brasileiras, no intuito de se adequarem às modificações e de, ao mesmo tempo, proteger seus patrimônios, recorreram à substituição de papel-moeda e moeda escritural por outros ativos financeiros remunerados.

Nesse contexto, lembrando que operava nesse período um processo de indexação generalizada, a definição de moeda em termos empíricos precisou também ser modificada. O conceito mais adequado deveria incorporar as modificações ocorridas nos níveis de liquidez da economia. Nesse sentido, é importante frisar que alguns ativos considerados tradicionalmente como quase-moeda passaram a oferecer liquidez (ou serviços monetários) absoluta. Assim, a discussão sobre agregação monetária assume um posto de extrema importância na medida em que sua metodologia passe a incorporar essas modificações ocorridas no setor monetário.

Oficialmente, a metodologia de agregação monetária utiliza-se de ativos financeiros com diferentes características - tanto de liquidez como de rentabilidade. A hipótese básica assumida nessa metodologia é a de perfeita substitutibilidade

entre os haveres financeiros componentes (moeda e quase-moeda). Esses agregados de soma simples (tais como, base monetária, M1, M2, M3 e M4) são compostos, arbitrariamente, de igual ponderação (a unidade) para os ativos incluídos, e peso zero para os demais excluídos.

O uso dessa agregação leva a alguns problemas para estudos de natureza monetária. Os principais são aqueles relacionados à incapacidade desses agregados em captar, com maior sensibilidade, as influências causadas pelas inovações financeiras e pelas modificações nos padrões monetários (assim como na legislação) sobre as características do produto monetário¹, principalmente em economias nas quais a moeda é redefinida freqüentemente - como é o caso do Brasil, nessas últimas décadas.

Duas metodologias alternativas de agregação monetária que surgem são os agregados Divisia e os agregados de equivalência monetária (*currency equivalent - CE*). Ambas partem da hipótese - mais realista - de que os ativos financeiros considerados não devem possuir mesma ponderação na composição final do agregado. Com isso, a ponderação de cada ativo deverá corresponder ao custo de oportunidade associado - entendido como uma medida relacionada com os rendimentos de ativos alternativos existentes no mercado financeiro. Dessa maneira, cada método de agregação por ponderação define os termos dos custos de uso (ou de oportunidade) utilizados como pesos na soma dos ativos financeiros componentes.

Em geral, o cálculo desses pesos está relacionado ao retorno pecuniário que o consumidor deixa de auferir dadas as escolhas de suas carteiras de ativos (isto é, seu custo de oportunidade). A taxa de juros de um ativo *benchmark* surge como aquela que representa a maior rentabilidade da economia num dado período e é utilizada como referência para esse cálculo. Ao final, o custo de oportunidade de cada ativo será uma função da taxa de rentabilidade específica desse ativo e da taxa de juros que remunera o ativo *benchmark*.

Uma outra vantagem desses novos agregados está na sua fundamentação que pode partir das formulações microeconômicas. Nesse sentido, demonstra-se a

¹ Conjunto de todos os ativos financeiros (monetários e não monetários) que exercem função de moeda. O produto monetário, de acordo com a metodologia de agregação monetária utilizada nesse trabalho, será uma função de serviços monetários prestados pelos diferentes ativos financeiros que compõem a agregação.

relação existente entre a teoria microeconômica e a teoria dos números índices (mais especificamente com respeito aos agregados Divisia).

O ponto de partida para o entendimento dessa relação é a maximização de uma função de utilidade intertemporal de um consumidor representativo com a inclusão da moeda². Com a suposição de fraca separabilidade entre moeda e bens de consumo, torna-se possível a maximização da utilidade relacionada unicamente aos serviços monetários de um indivíduo representativo. Chega-se, assim, a uma expressão que é equivalente (em termos individuais) ao índice Divisia - que é um somatório de taxas de crescimento de ativos monetários, ponderados pelos respectivos custos de oportunidade.

As experiências de cálculo dos agregados ponderados para outras economias³ mostraram que eles eram mais sensíveis em captar as modificações nos níveis de liquidez da economia, bem como estabeleceram melhor as relações entre a moeda e outras variáveis.

Para a construção e análise dos agregados monetários no Brasil, considerou-se o período de alta instabilidade macroeconômica de abril de 1986 a maio de 1994. Os agregados ponderados mostraram-se superiores aos agregados de soma simples porque apresentaram os seguintes resultados: a) tendência declinante da liquidez; b) relação positiva entre velocidade de circulação da moeda e taxa de juros; c) maior variância dos pesos ou custos de oportunidade; e d) maior volatilidade nas taxas de crescimento monetário. Esses aspectos estão relacionados à maior capacidade dos agregados ponderados em captar a substituição de ativos líquidos por outros com maiores retornos pecuniários, garantindo, assim, a manutenção do poder de compra dos agentes - ameaçado pelos altos índices inflacionários ocorridos no período. Com isso, eles revelaram uma maior capacidade em explicar o comportamento da liquidez e, por consequência, da demanda por moeda

A demanda por moeda tem estado no centro do debate econômico desde que Keynes definiu os motivos que levam os indivíduos a preferirem liquidez. A partir

² A moeda é vista como útil não por suas características físicas, mas pelo fato de possibilitar a compra de bens de consumo. Além disso, a partir de um conceito mais abrangente de moeda (incluindo, além de moeda, quase-moeda), ela é um instrumento de transferência intertemporal de riqueza, garantindo ao indivíduo o acesso a bens de consumo no futuro.

³ Ver Barnett, W. et. al (1992) e Rotemberg J. J. (1995).

disso, sua importância na compreensão sobre suas relações com as demais variáveis econômicas tem sido estudada por muitos outros economistas. Assim, é comum a afirmação de que o conhecimento de uma função de demanda por moeda estável é uma das condições para a previsão das influências possíveis da moeda sobre a economia como um todo.

Os objetivos do presente trabalho são o cálculo dos agregados monetários ponderados (Divisia e *CE*) para a economia brasileira no período de aceleração inflacionária (1986 - 1994) e a estimação de uma função estável de demanda por moeda para o período, com o uso desses novos agregados monetários.

Para a análise da estabilidade da função de demanda por moeda considerou-se o conceito associado à noção de processo de ajustamento global - ou, simplesmente, estabilidade global. Esse processo assume que um sistema converge para um ponto (ou tendência) qualquer, independentemente das condições que operavam no momento inicial. Economicamente, esse conceito equivale ao de equilíbrio de longo prazo. Os testes de estabilidade realizados, para a função de demanda por moeda no Brasil, foram de raízes unitárias e cointegração.

Com relação a esses testes, o procedimento inicial foi a desagregação em *M1* (estoques de papel moeda somado aos depósitos à vista na rede bancária), *M2* (*M1* somado aos estoques de títulos públicos), *M3* (*M2* somado aos depósitos de poupança) e *M4* (*M3* somado aos estoques de títulos privados), e os demais correspondentes aos novos agregados. E ainda, para efeitos de estimação, considerou-se as variáveis tradicionais: taxa de juros, taxa de inflação e renda real.

Dos agregados monetários estudados, o único que gerou uma função estável (com renda, taxa de inflação e taxa de juros) no longo prazo foi o agregado *CE* mais restrito - *M1CE*.

O trabalho está dividido em três partes, além dessa introdução. No capítulo I, foi elaborada uma breve resenha de algumas teorias de demanda por moeda tentando identificar as variáveis que a explicam; ao final desse capítulo, é feita uma discussão sobre a questão da estabilidade da função de demanda por moeda. No capítulo II, são calculados os agregados monetários ponderados dentro das metodologias propostas por Barnett (1992) e Rotemberg (1995) e apresentados os resultados em termos descritivos. No capítulo III, são feitos testes de raízes

unitárias e cointegração na tentativa de encontrar uma função estável, de longo prazo, entre a demanda por moeda e suas variáveis. Após os testes concluídos, trata-se da estimação.

CAPÍTULO I

Demanda por Moeda: Algumas Formulações Teóricas

1. Introdução

Não há decisão de política econômica em qualquer economia que não leve em consideração a questão da moeda: sua forma, seu valor, sua quantidade em circulação, etc. - especialmente no curto prazo. Assim como nas questões práticas, nas questões teóricas, a moeda é uma variável que se encontra integrada a todos os modelos econômicos independentemente da versão (estocástica ou não-estocástica), e até mesmo independentemente da escola de pensamento econômico que orienta a análise. Não se pode conceber uma economia sem a moeda desempenhando suas funções de meio de troca, reserva de valor e padrão de pagamentos.

Tendo-se em vista a importância da moeda para o funcionamento da economia, levanta-se a questão da previsão do quanto será necessário de moeda em circulação sem que ela extrapole suas funções e passe a interferir diretamente sobre outras variáveis econômicas, tais como renda e nível de emprego. A moeda não pode ser considerada neutra desde que sejam obedecidos aos limites impostos por suas próprias características: seu valor (a quantidade de outros bens pelos quais a moeda pode ser trocada) é o que mede esses limites, e sobre ele, os formadores de política monetária devem ter todas as informações possíveis - sendo uma das informações mais importantes a quantidade ótima⁴ de moeda em circulação para que ela cumpra seu papel sem afetar outras variáveis (reais). Em suma, o crescimento da quantidade de moeda em circulação deve ser proporcional (ou sustentado) ao crescimento de variáveis reais como, por exemplo, da renda.

⁴ Teoricamente, considera-se como quantidade ótima de moeda aquela relacionada ao nível mais estável de crescimento do produto - tendo este um papel fundamental na determinação dos objetivos de política monetária e dos instrumentos que garantem sua condução mais eficiente.

A oferta de moeda é assim um fator que exerce grande influência sobre o funcionamento da economia podendo ser definida - quando considerada a condição de equilíbrio no mercado de moeda - pelo seu lado oposto, qual seja, o da própria demanda por moeda. Em outras palavras, a Autoridade Monetária deve ofertar uma quantidade de moeda que satisfaça sua demanda a cada período. Neste ponto, entra em destaque a necessidade do conhecimento de uma função que seja assegurada pela estabilidade no longo prazo ou, em termos econômicos, no "steady state".

Um estudo sobre a estimação da equação de demanda por moeda envolve dois tipos de problemas: a especificação das variáveis que explicam seu comportamento (dadas as definições de moeda adotadas) considerando as características específicas da amostra em análise e a definição de moeda mais adequada tomando-se a referência do caso. Os trabalhos teóricos e empíricos que estudam essas questões tomam como referencial básico um conjunto de teorias que são tratadas a seguir.

2. Correntes Teóricas sobre Demanda por Moeda

Em geral, pode-se agrupar as teorias de demanda por moeda em duas classes: teorias de transações e teorias de portfólios. A primeira destas é representada fundamentalmente pela teoria dos estoques de W. Baumol (1952) e J. Tobin (1956) e trata a moeda a partir da sua função específica de meio de troca. A segunda classe teve sua origem nos trabalhos de J. Tobin (1958) e M. Friedman (1956) nos quais a moeda é considerada como um ativo financeiro componente dos portfólios⁵ (monetários) dos agentes econômicos.

As próximas subseções tratam de sumariar as duas abordagens acima mencionadas. Na primeira (abordagem de transações), será feito um esboço da conhecida teoria dos estoques de Baumol-Tobin; e na segunda (abordagem de

⁵ Aqui, considera-se portfólios como o conjunto de entidades financeiras que os indivíduos mantêm em mãos com o objetivo de assegurar a manutenção do valor que representa sua riqueza total.

portfólios) considera-se distintamente a teoria da seleção de carteiras de J. Tobin (1958) e a teoria quantitativa da moeda (*TQM*) a partir da reformulação de M. Friedman (1956).

2.1 - Teoria de Estoques para Transações - Baumol e Tobin

Esta abordagem parte da idéia de que os agentes econômicos (firmas ou famílias) devem resolver o problema da disparidade existente entre os recebimentos de suas receitas e os pagamentos de suas compras num determinado período⁶. Por hipótese, os agentes recebem seus rendimentos em uma única vez no período, enquanto os pagamentos são feitos durante todo o intervalo de tempo considerado (um mês, por exemplo).

Baumol assume que as receitas são gastas a uma taxa constante no tempo. Assim, a cada instante, o indivíduo deverá manter um determinado montante de receitas, com exceção do instante final - quando ele não terá mais renda. O problema que se apresenta para o indivíduo é a forma de como ele manterá seus rendimentos - dados os custos inerentes à necessidade de se fazer viagens ao banco regularmente e de se efetuar trocas entre os dois ativos (custos de transação)⁷. Quanto a isto, ele tem duas opções: mantém títulos, que rendem juros, ou dinheiro em espécie. Assim, o problema reduz-se à minimização dos custos de transações dos agentes.

A equação básica desta teoria (conhecida como “regra da raiz quadrada”) é a seguinte:

$$M^* = \sqrt{\frac{cYP}{2i}} \quad (01)$$

⁶ Este período é definido, especificamente, como o intervalo de tempo compreendido entre recebimentos e pagamentos.

⁷ Sobre a derivação do modelo de Baumol-Tobin, ver apêndice 1.

Onde: M^* são os encaixes reais, c é o custo de corretagem, P o nível de preços e i a taxa de juros nominais.

Deste modelo, deduz-se que a elasticidade renda e juros da moeda são $\frac{1}{2}$ e $-\frac{1}{2}$, respectivamente. Conquanto, para um indivíduo que não retém moeda na forma de ativos financeiros (que rendem juros), a elasticidade renda da moeda é unitária e a elasticidade juros é nula, já que os juros são a remuneração desses ativos.

Segundo Cardoso (1981), outras versões estocásticas deste modelo foram desenvolvidas por Miller e Orr (1966), e por Whalen (1966) - com a diferença de que, nestes, inclui-se a incerteza e, conseqüentemente, o motivo precaução (representados formalmente pela variável estocástica).

2.2. - Teorias de Portfólios

2.2.1 - A Teoria Quantitativa da Moeda (TQM)

As primeiras versões da TQM datam do século XVI e tinham como objetivo a explicação do surto inflacionário francês desse século. Já seu desenvolvimento formal e matemático tem origem no decorrer do século XIX, e tratou das relações entre as variações no nível de preços e no estoque de moeda.

Uma importante formulação da TQM foi a equação de trocas de Irving Fisher (1911). Em sua equação, relaciona o montante de estoque de moeda em circulação com os gastos totais na economia. Considerando que p_i é o preço médio da i -ésima mercadoria e q_i sua quantidade vendida, $(p_i \cdot q_i)$ é o valor gasto com esta mercadoria num período de tempo. Numa economia com n mercadorias, tem-se o seguinte:

$$p_1q_1 + p_2q_2 + \dots + p_nq_n = \sum_{i=1}^n p_iq_i = PQ \quad (02)$$

Onde: P é um índice de preços e Q um índice de quantidades das mercadorias vendidas.

Se o total de compras (PQ) for dividido pela quantidade de moeda utilizada nestas compras, tem-se a rapidez ou velocidade com que o estoque de moeda circula nessa economia, e a equação de trocas de Fisher é tomada como uma identidade:

$$MV = PQ$$

Na qual:
$$V = \frac{PQ}{M}$$

Em condições de equilíbrio monetário (oferta de moeda, M , igual à demanda por moeda, M^d), a equação de troca de Fisher pode ser rescrita na forma:

$$M^d = \frac{1}{V} PQ$$

Uma importante reformulação dessa equação foi devida aos economistas de Cambridge (em especial Pigou, 1917). Nessa versão, considerou-se que o principal motivo para os indivíduos manterem moeda é sua capacidade de facilitar trocas. Nesse sentido, a quantidade demandada de moeda para esse propósito é entendida como uma proporção do volume final das transações, ou, do nível da renda nominal⁸, a equação de Cambridge é a seguinte:

$$M^d = kPY \quad \text{com: } 0 < k < 1$$

⁸ A demanda de moeda por motivos transacionais é apenas uma parcela da renda nominal, dado que ela não rende utilidade na forma de transferência de riqueza. Isso ocorre pelo fato da moeda ser considerada como um ativo que não rende juros.

Onde, k é o inverso da velocidade de circulação da moeda, V , que, nessa versão passou a ser chamada de velocidade-renda da moeda, e é considerada como constante⁹.

Uma aproximação entre a equação de trocas de Fisher e a equação de Cambridge pode ser obtida. Como se sabe, o termo Q na equação de trocas é um índice de quantidades que representa o volume de transações efetuadas num dado período na economia, podendo ser entendido da mesma forma o produto, Y , da equação de Cambridge. Com isso, tem-se:

$$M = kPQ$$

O que gera, da equação (02) :

$$M = k \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

Assumindo a forma de uma restrição orçamentária para um consumidor representativo¹⁰.

A versão modificada da *TQM* foi apresentada por Milton Friedman (1956 e 1959) como forma de restabelecer sua importância no campo teórico. Um primeiro ponto foi o fato da equação de Cambridge ter sido utilizada para explicar fenômenos que, na sua versão original, não se propunha a explicar tais como as flutuações da atividade econômica (seja por variações no nível de preços, seja por variações no nível da renda). Para ele, a *TQM* é unicamente uma teoria de demanda por moeda.

Nesse novo enfoque, a teoria da demanda por moeda neoclássica (como também é conhecida essa teoria) é apresentada como uma abordagem para seleção de ativos componentes dos portfólios dos agentes. A moeda é, assim, uma das formas disponíveis pelos agentes de manter sua riqueza¹¹.

⁹ A hipótese da velocidade-renda da moeda constante é inserida para que a equação quantitativa não seja uma mera tautologia.

¹⁰ Ver FISHER, Douglas, 1989, p.120.

¹¹ Friedman destaca ainda que a moeda, para as empresas, é um bem de capital através do qual elas podem obter bens e serviços para a produção de mercadorias. A demanda por moeda é, nesta versão, um capítulo especial da teoria do capital. (FRIEDMAN, 1956, p.4 e 5)

Para o indivíduo, dado que está sujeito a uma restrição orçamentária, apresentam-se cinco alternativas de alocação de seu portfólio: a) ativos de renda fixa; b) ativos de renda variável, ou de renda real constante; c) os bens físicos; d) o capital humano; e e) a moeda que, por hipótese, não produz retornos pecuniários.

Nesse modelo, as variáveis que influenciam diretamente as decisões dos agentes quanto às suas carteiras de títulos (e moeda) são aquelas relacionadas aos rendimentos esperados por cada ativo. As taxas de juros (de curto e longo prazo) remuneram os ativos financeiros, e o capital humano tem rendimentos que podem ser medidos através da taxa esperada de inflação¹².

Outras variáveis devem entrar na função de demanda por moeda, como por exemplo, as preferências e os gostos dos agentes, o progresso tecnológico e os rendimentos alternativos de cada ativo. Estas, em conjunto, serão representadas pela letra u na seguinte função de demanda por encaixes nominais:

$$M^d = f(P, r_f, r_v, \pi^e, H, Y, u) \quad (03)$$

Onde: P é o nível de preços; r_f e r_v são taxas de juros - curto e longo prazos; π^e é a taxa de inflação esperada; H é o capital humano (ou, a relação entre capital humano e não humano); Y é o nível da renda; e u representa os gostos e preferências, progresso tecnológico e outros fatores aleatórios.

Teoricamente, as derivadas dessa função com respeito a r_f , r_v , π^e e H são esperadas negativas (supondo que a moeda seja um bem superior) e positivas com relação a Y .

Negligenciando H ¹³ e u da equação (03), aproximando-se as taxas de juros de curto e longo prazos na forma: $r_f = r_v + \pi^e = i$ ¹⁴, e considerando-se a taxa esperada

¹² De acordo com FRIEDMAN (1956), isso é possível na medida em que existe a possibilidade dos investidores substituírem capital humano por capital não-humano, apesar das dificuldades em se determinar os preços de mercado de capital humano.

¹³ Um dos resultados de Friedman foi que a variável que representa o capital humano não tem influência significativa.

¹⁴ Isso é decorrente da suposição de arbitragem entre os mercados, de maneira a que os rendimentos dos títulos indexados apresentem rendimento igual ao dos títulos não indexados.

de inflação, π^e , como o retorno da moeda¹⁵, r_m , tem-se a seguinte função de demanda por moeda:

$$M^d = f(P, r_m, i, Y) \quad (04)$$

Supondo que a função (04) seja homogênea de grau 1 em moeda e preços, obtêm-se a função de demanda por encaixes reais:

$$\frac{M^d}{P} = f^*(r_m, r, y) \quad (05)$$

Dessa forma, a demanda por encaixes reais é função da taxa de juros e da renda (ou produto) real.

As conclusões de Friedman foram: a) a moeda é um bem superior já que a elasticidade-renda da moeda é superior a 1; b) a renda permanente é a melhor aproximação para a renda corrente ou riqueza individual; e c) a elasticidade-juros é zero.

2.2.2 - Teoria da Seleção de Carteiras (Aversão ao Risco)

Nesta abordagem¹⁶, a demanda por moeda é definida a partir do motivo especulação¹⁷. Considera-se que os indivíduos esforçam-se em maximizar a

¹⁵ Como a moeda não gera rendimentos pecuniários, a taxa de inflação esperada representa a perda de seu valor aquisitivo, funcionando como um retorno negativo aos indivíduos que a mantêm como reserva de valor.

¹⁶ Desenvolvida por James Tobin (1958).

¹⁷ Victoria Chick (1983) não concorda com essa afirmação atribuindo a essa abordagem uma relação mais forte com o desejo de investir:

"(...) a abordagem teórica de portfólios para demanda por moeda não é, como seu autor assume, e como é amplamente aceito, um desenvolvimento, ou um avanço, da justificativa de Keynes para a elasticidade juros da demanda por moeda, mas uma teoria inteiramente diferente, relacionada ao comportamento de diferentes agentes mais motivados pelo desejo de investir do que especular. Além disso, a teoria do portfólio não necessita, a princípio, deslocar a

utilidade relacionada aos retornos esperados dos títulos retidos em seus portfólios, dados os riscos envolvidos nessa retenção¹⁸.

Os portfólios, por hipótese, são compostos unicamente por moeda, que atende à necessidade de cobertura dos hiatos existentes entre recebimentos e pagamentos (tal qual a teoria dos estoques), e títulos que são retidos dadas as expectativas futuras de variações nos preços dos outros ativos.

O objetivo básico desse modelo é fornecer uma explicação para a preferência por dinheiro em relação a outros ativos não líquidos. O principal determinante da preferência por liquidez é a distribuição de probabilidade dos riscos esperados relacionados a ganhos e perdas de capital.

Os rendimentos totais (RT) das carteiras de títulos podem ser definidos como um somatório entre a taxa de juros (r) e os ganhos ou perdas de capital (g):

$$RT = A_2 (r + g) \quad (06)$$

Onde A_2 é a parcela da riqueza individual alocada sob a forma de títulos; considera-se, portanto, que $0 \leq A_2 \leq 1$. Isto é consequência do fato de que o portfólio é entendido como uma composição de dinheiro (A_1) e títulos (A_2). A demanda por dinheiro (saldos transacionais) nesta teoria, é obtida da mesma forma que na Teoria dos Estoques.

análise keynesiana da demanda por moeda por motivo especulação; poderia, ao invés disso, ser tratada como complementar a ela." (p.213)

Segundo Chick, a teoria de portfólios e a teoria da preferência pela liquidez (dado seu aspecto especulativo) têm em comum os fundamentos microeconômicos da análise; a hipótese de que os montantes de recursos disponíveis para movimentação entre ativos são fixos para o propósito da análise; e a aceitação de que na escolha entre diferentes ativos incorre a possibilidade de ocorrência de perdas ou ganhos de capital. As diferenças entre elas resume-se na natureza da análise: a teoria da preferência pela liquidez deriva fundamentalmente da estática comparativa, enquanto a teoria de seleção de carteiras é derivada de análise estocástica (considerando, neste caso, que a distribuição de probabilidade dos retornos é conhecida e constante).

¹⁸ Estes riscos são aqueles referentes à incerteza sobre o nível futuro das taxas de juros. Quanto maiores os saldos mantidos pelo motivo especulação maior o risco assumido pelo agente. Por outro lado, quanto maior a quantidade de títulos retidos, maior será a renda obtida.

As ações relativas aos montantes retidos de encaixes reais (A_1) e ativos financeiros com rendimentos (A_2) são tomadas com base na distribuição de probabilidade dos riscos de perdas ou ganhos de capital (g). (Tobin, op.cit. p. 610).

Na equação (06), o termo g é, por hipótese, uma variável aleatória com média zero. Dessa forma, o retorno esperado dos ativos mantidos em carteira será o seguinte:

$$E(RT) = \mu_{RT} = A_2 r \quad (05)$$

A medida do risco nesse modelo é o desvio padrão de RT , σ_{RT} . σ_{RT} é uma medida de dispersão dos retornos possíveis em torno do valor médio μ_{RT} . Assim, quanto mais dispersa for a distribuição de RT , maiores os riscos incorridos no portfólio. De outra forma, a concentração dos ganhos e perdas de capital em torno de μ_{RT} está relacionada a menores riscos associados à carteira de títulos. Consequentemente, um portfólio com $\sigma_{RT} = 0$ dá a garantia da obtenção de um rendimento equivalente à média μ_{RT} ¹⁹.

O risco será uma função do desvio padrão dos ganhos e perdas de capital, σ_g e da parcela da riqueza convertida em títulos:

$$\sigma_{RT} = A_2 \sigma_g \quad (07)$$

Com isso, têm-se que maiores riscos só serão assumidos com a contrapartida de maiores retornos: o indivíduo é "avesso ao risco". Isso pode ser observado a partir da combinação de (06) e (07):

$$E(RT) = \frac{\sigma_{RT}}{\sigma_g} r \quad (08)$$

As combinações entre retenções absolutas de dinheiro, por um lado, e títulos, por outro, resultam numa restrição orçamentária. A tangência entre essa

¹⁹ A forma de como está concentrada a distribuição de probabilidade de g define a probabilidade de ocorrer o rendimento esperado médio dos ativos retidos nos portfólios (Triches, 1992, p.25).

restrição e a mais alta curva de indiferença - num mapa de indiferença entre riscos e retornos - assegura a maximização da utilidade relacionada à carteira de títulos do investidor²⁰.

Outra contribuição desta teoria fundamentada na aversão ao risco da preferência pela liquidez, está no sentido de apresentar elementos convincentes para que a parcela de ativos monetários retidos para fins especulativos seja positivamente relacionada com o nível da riqueza e negativamente relacionada com a taxa de juros.

Isto pode ser observado a partir das vantagens dessa teoria, atribuídas aos fatos de que ela independe da inelasticidade das expectativas futuras das taxas de juros, permite explicar a diversidade da composição dos saldos monetários entre ativos de diferentes tipos (e graus de liquidez), e fornece uma base para a preferência pela liquidez e para uma relação inversa entre a demanda por dinheiro e a taxa de juros.

3. A Questão da Estabilidade da Função de Demanda por Moeda

As teorias apresentadas na seção anterior deduzem as relações econômicas que determinam a demanda por encaixes reais em termos teóricos. As modificações das variáveis que explicam o fenômeno monetário exercem influência direta sobre as decisões dos agentes em manter moeda ou títulos em suas carteiras. Com isto, a função de demanda por moeda se tornará instável quando o comportamento dessas variáveis for imprevisível. A estabilidade da função de demanda por moeda se apresenta, pois, como uma questão relevante para o entendimento das relações existentes entre ela e as variáveis que a explicam.

Entende-se por estabilidade a capacidade de um determinado sistema econômico em retornar a um ponto de equilíbrio quando qualquer perturbação faz com que ele se desloque do estado inicial. Nesse sentido, um sistema é

²⁰ Esse processo de maximização está demonstrado no apêndice 2.

considerado estável se, quando sofre uma ligeira perturbação do equilíbrio, todos os movimentos subsequentes mantêm-se próximos ao mesmo.

A análise do equilíbrio toma como elemento principal essa característica de estabilidade. Neste caso, a importância máxima é atribuída ao equilíbrio estável, pois, no caso contrário - a ocorrência de instabilidade - os principais instrumentos de análise na ciência econômica (estática e dinâmica comparativas) seriam de pouca aplicabilidade.

Em termos de classificação, Gandolfo (1973) entende que a estabilidade pode ser no ponto ou global. No primeiro caso, ocorre o que é conhecido por equilíbrio múltiplo, no qual a trajetória temporal da função passa de um equilíbrio a outro a cada perturbação.

O fato de que em Economia este tipo de equilíbrio é comum, levou os economistas matemáticos a introduzirem os conceitos de processos de ajustamento quase estável e com estabilidade global. Um processo de ajustamento quase estável é definido a partir de uma seqüência de pontos de equilíbrio que converge para um dado ponto quando " t " (tempo) tende para o infinito.

O processo de ajustamento de interesse na presente pesquisa é o de estabilidade global. Neste, o sistema converge para um ponto independentemente das condições que caracterizaram o equilíbrio inicial, e, não relaciona pontos de equilíbrio intermediários.

A demanda por moeda, num momento específico, é função de determinadas variáveis que não apresentam comportamento previsível e que sofrem muitas variações no decorrer de sua trajetória. Dessa forma, a estabilidade global, como foi caracterizada acima, pode ser verificada analisando-se a trajetória das variáveis explicativas (da demanda por moeda) no longo prazo. Sendo essas trajetórias convergentes, pode-se afirmar que a função de demanda por moeda é estável, sendo, portanto, bom instrumento para previsões²¹.

Alguns estudos anteriores ao survey de Judd e Scadding em 1982 (Goldfeld, 1973; Kahn, 1974; Fisher, 1968; entre outros) demonstraram que a função de

²¹ A função (de demanda por moeda) estável assegura previsões úteis no estabelecimento de metas de oferta monetária, bem como na política de juros determinando sua trajetória. Com isto, a previsibilidade da política econômica e, em específico, da política monetária, assegura estabilidade extensiva ao ambiente econômico de uma maneira geral (Tourinho, 1996).

demanda por moeda pode ser altamente estável em seus parâmetros. A diferença entre estes estudos está no uso de determinadas variáveis (como é o caso dos estudos de Walters, 1965; Laumas e Spencer, 1980 e Meltzer, 1963 que utilizaram o conceito de renda permanente) utilizadas como explicativas, ou na definição de moeda escolhida - na maioria dos estudos foi utilizado o conceito mais restrito de moeda (o $M1$ que equivale à soma de dinheiro em circulação e depósitos à vista na rede bancária).

Outros estudos apontaram para uma função estável, como é o caso de Fair (1987) e Driscoll e Ford (1980). Porém, estes últimos afirmaram que não é possível encontrar um equação de demanda que seja assegurada pela estabilidade universal. O que significa dizer que não se pode prever eficazmente todos os acontecimentos que venham a modificar a alocação dos portfólios permanentemente.

Surge, a partir disso, a discussão sobre os fatores causadores de instabilidade na função de demanda por moeda. Destaca-se como resenha crítica o trabalho de Judd e Scadding (1982). O interesse deste estudo foi analisar os fatores que causaram a instabilidade da equação básica estimada por Goldfeld²² em 1973 para demanda por moeda nos Estados Unidos. Essa instabilidade relacionava-se com os resultados das previsões insatisfatórias (dessa equação) a partir da segunda metade da década de setenta.

A importância da estabilidade da função de demanda por moeda se traduz na importância que ela exerce na teoria monetária e na aplicação em políticas

²² A equação padrão de Goldfeld foi desenvolvida em 1973 (Goldfeld, 1973) e foi considerada estável nas seguintes condições: a) empregou a definição mais restrita de moeda; b) foram usadas uma taxa de juros de curto prazo e outra sobre depósitos de poupança; c) usou o PIB real (visto que apresentou melhores resultados quando comparados com os conceitos de renda permanente e de riqueza); e d) foi incluída uma variável defasada, no caso o estoque de moeda, para permitir o ajustamento no curto prazo. O teste que Goldfeld utilizou foi a medição da capacidade da equação em prever fora da amostra. A equação básica de Goldfeld é a seguinte:

$$\ln\left(\frac{M1_t}{P_t}\right) = \alpha + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln r_{CP} + \beta_3 \ln r_s + \beta_4 \ln\left(\frac{M1_{t-1}}{P_{t-1}}\right)$$

Onde Y é o PIB real, r_{CP} é a taxa de juros de curto prazo e r_s é a taxa de juros sobre depósitos de poupança. Os valores dos coeficientes estimados para dados americanos mostraram-se eficientes em termos de previsão para os anos seguintes, porém, a partir de alguns períodos ela passou a apresentar erros sistemáticos. Essa instabilidade foi atribuída principalmente a dois fatores: mudanças na regulamentação monetária e inovações financeiras (tendo esta o maior peso).

macroeconômicas. Uma função estável de demanda se relaciona ao conhecimento (mesmo que apenas aproximado) das influências previsíveis da moeda sobre o lado real da economia. De acordo com Laidler (1970), a instabilidade dessa função pode surgir de três maneiras possíveis: a) através de mudanças na relação entre renda e taxa de juros no tempo (já que considera que esta relação se apresenta em flutuações aleatórias e imprevistas) - isto significa mudanças no equilíbrio do mercado monetário e novos equilíbrios entre produto, emprego e nível de preços; b) através da instabilidade de outras variáveis normalmente omitidas na equação; e c) através da má especificação de alguma variável explicativa - como é o caso do nível da renda. Nesse último caso, sugere-se o uso de outras variáveis como a renda permanente ou o conceito de riqueza.

Por outro lado, a estabilidade pode ser tratada como uma questão estatística. Nesse sentido, a estabilidade da função de demanda por moeda pode ser definida de três formas: a) a estimação, se feita pelos métodos usuais, deve ter parâmetros precisos que apresentem as propriedades estatísticas desejáveis; b) a utilização de um pequeno número de variáveis explicativas - para que a previsão seja mais eficiente; e c) a relação entre os argumentos utilizados e o setor real da economia - em especial, argumentos que apresentem ligações importantes com o gasto e com a atividade econômica. Esta discussão está de acordo com Boorman (1973) que considera estável a demanda por moeda com variações previsíveis.

O procedimento padrão da pesquisa por uma função de demanda por moeda estável é a escolha de variáveis modificadas (seja na definição de moeda utilizada, seja nos argumentos da função) no sentido de fazer com que elas captem as mudanças ocorridas no cenário econômico. O passo seguinte é a realização de testes sobre a capacidade de prever os montantes demandados de moeda em períodos posteriores ao amostral.

Em suma, os trabalhos que tratam dos fatores causadores de instabilidade da demanda por moeda (em especial os trabalhos já referidos anteriormente de Friedman, Laidler, Judd e Scadding, dentre outros) ressaltam a importância de se conhecer uma função de demanda por moeda capaz de estabelecer uma relação estável entre ela e aquelas variáveis que a justificam, a cada período de tempo -

variáveis estas que foram reportadas nos modelos apresentados na seção 2 deste capítulo.

O presente trabalho assume que a demanda por moeda tem características imprevisíveis (o que está de acordo com as conclusões dos autores mencionados acima). É por esse motivo, que as autoridades monetárias têm a necessidade do conhecimento de uma função de demanda por moeda estável, no sentido de tornar mais eficientes as medidas de política monetária. Essa eficiência pode ser assumida quando os efeitos das variações na quantidade de moeda em circulação sobre o setor real da economia são mais previsíveis.

4. Algumas Observações Pertinentes sobre as Formulações Teóricas

Nas seções anteriores, tratou-se das abordagens teóricas para demanda por moeda. Em geral, os encaixes monetários teriam seu comportamento explicado - tanto nas teorias de transações como nas de portfólios - por algumas variáveis em sentido comum. Dentre elas, destacaram-se a renda (ou riqueza) e o nível de preços - ambas positivamente relacionadas com a demanda por moeda - e a taxa de juros, que se relaciona negativamente com essa demanda.

A moeda, nessas abordagens, foi tratada como uma entidade única e com função restrita a meio de troca. Sua utilidade foi considerada em sentido indireto dada a hipótese de que seu valor está mais relacionado com o que faz do que com que ela é.

Para efeito de definição, considera-se que a moeda deve ser apresentada a partir de dois pontos de vista: um teórico e outro empírico. O ponto de vista teórico tem por base os modelos de transações e de portfólios vistos na seção 2.

No ponto de vista empírico, a definição de moeda recai sobre a agregação monetária. Assim, cabe mencionar que a agregação monetária padrão - ou por soma simples - assume uma hipótese irrealista sobre a substitutibilidade dos ativos monetários e não monetários (moeda e quase-moeda). De acordo com essa abordagem os componentes monetários básicos desses agregados ($M1$, $M2$, $M3$, e

M4) são perfeitos substitutos entre si, e atribui a mesma ponderação para cada ativo.

Nessa agregação, não é incorporada as diferenças existentes entre os graus de liquidez dos haveres financeiros. Formalmente, essas diferenças podem ser tratadas a partir dos serviços monetários produzidos. O resultado é uma função de produção de serviços monetários (ou produto monetário) na qual os parâmetros traduzem a contribuição de cada ativo no produto total. Um ativo financeiro tem maior contribuição quanto maior for sua ponderação (medida pelo respectivo parâmetro) na medida ampla de moeda.

Esse método de agregação de ativos monetários é conhecido como "agregados Divisia para medidas consistentes de moeda". Isso porque os trabalhos que utilizam essa nova agregação não procuram estimar diretamente uma função de produtos monetários, mas aproximam essa função de um índice Divisia.

A ponderação específica de cada ativo componente é calculada a partir de seu custo de uso ou de oportunidade. Esse custo é uma razão entre o rendimento (medido através da taxa de juros que o remunera) de cada ativo financeiro incluído na agregação e o rendimento de um outro ativo que não gera serviços de liquidez e que é mantido apenas por seu rendimento pecuniário. A parcela do custo de uso de cada título sobre o custo de uso total é utilizada para ponderar a taxa de crescimento dos componentes, e o somatório dessas taxas é a variação no índice Divisia total.

Os trabalhos empíricos realizados com o uso dos agregados Divisia captaram melhor os efeitos das mudanças de liquidez dentro do componente monetário. Os resultados com os agregados mais ampliados (M4) mostraram esses efeitos com boa margem de eficiência quando comparados com a agregação tradicional. Para os agregados mais restritos, porém, a vantagem da nova agregação não é grande.

A importância dessa nova abordagem está diretamente relacionada ao seu uso nos estudos empíricos em economias que apresentem irregularidade²³ nas taxas de juros (que remuneram os haveres financeiros) e que apresentem

²³ Essa irregularidade relaciona-se à arbitragem de juros para efeitos de política econômica. No Brasil, isso foi reportado à política monetária de caráter discricionário que gerou um processo de financeirização da economia. Nesse sentido, essas políticas adotadas levaram a uma maior participação relativa dos títulos públicos federais nas carteiras de ativos dos agentes.

regularmente mudanças técnicas nos serviços financeiros a ponto de afetarem as características da moeda em suas várias formas.

A economia brasileira, no período das tentativas de planos de estabilização macroeconômica (1986 - 1994), apresentou essas características, o que leva à hipótese de que pode-se encontrar estimativas mais consistentes para as variáveis monetárias utilizando-se dessa nova agregação.

Assim, além de uma primeira versão apresentada em Barnett, Offenbacher e Spindt (1981), outros trabalhos foram desenvolvidos no âmbito dessa nova agregação monetária. Entre estes, destaca-se o trabalho de Rotemberg (1995) que apresentou uma evolução nesse método de agregação conhecida como "*currency equivalent*" (CE). Enquanto que, no Brasil, os agregados Divisia tiveram uma primeira experiência com Rossi e Silva (1991).

Estes e outros trabalhos são revisados no segundo capítulo que encerra com um estudo comparativo entre as três agregações (Soma simples, Divisia, CE), para o caso brasileiro, no período compreendido entre março de 1986 e junho de 1994.

CAPÍTULO II

A Questão da Agregação Monetária

1. Introdução

Na maioria dos estudos monetários, a definição empírica de moeda surge como um dos problemas no sentido da determinação de seus componentes. A questão pode ser solucionada através da agregação monetária e da escolha do agregado monetário mais apropriado para cada análise específica. Por este aspecto, o centro da discussão nos estudos sobre os níveis de liquidez exigidos pelos agentes econômicos, e sobre a previsibilidade monetária nas decisões de gasto e nas atividades nos outros setores da economia, passa a ser a própria agregação monetária.

Os trabalhos teóricos sobre a demanda por moeda que seguem uma linha mais tradicional têm como pressuposto básico a forma linear (ou linear em logaritmo), em relação aos seus determinantes (sendo os mais comuns o nível de preços, a taxa de juros e a renda). Após Goldfeld (1973), estes trabalhos passaram a ser questionados: as estimativas disponíveis não eram capazes de realizar previsões consistentes. O resultado desse questionamento foi o surgimento de novos estudos empíricos que estimavam a demanda por moeda utilizando-se de outras variáveis explicativas ou as convencionais (taxa de juros, renda e taxa de inflação) modificadas. Em suma, as formas lineares permaneceram.

Como a linearidade torna-se algo de difícil comprovação empírica, considera-se a existência de um bom número de alternativas potenciais para as funções monetárias, e que cada uma destas alternativas tem um preço determinado que exerce influência sobre as decisões dos indivíduos em manter liquidez num dado período de tempo.

Esse preço pode ser definido a partir de uma relação entre a liquidez e os serviços monetários prestados por cada ativo monetário e não monetário que fazem

parte dos portfólios dos indivíduos. Os serviços monetários desses ativos, por sua vez, são função do seu custo de oportunidade. Ou seja, a relação entre os rendimentos gerados pelo elenco de ativos componentes dos portfólios e os serviços prestados pelas outras alternativas que se apresentavam aos agentes (ou aquela alternativa que produz maiores retornos: o ativo *benchmark*) passa a fazer parte da análise da liquidez.

Outro problema que surge dessa literatura tradicional é o uso de agregados monetários calculados através da soma simples de componentes financeiros (conhecidos por *M1*, *M2*, *M3* e *M4*). A agregação simples, que é apresentada na segunda seção, parte da hipótese de que os ativos componentes de cada conceito são homogêneos ou substitutos perfeitos entre si. Assim, assume-se a existência de taxas marginais de substituição iguais para ativos com características diferentes (tanto em termos de rendimento como em termos de grau de liquidez). Esses agregados convencionais determinam de maneira arbitrária a mesma ponderação (peso 1) para diferentes tipos de ativos monetários dentro de cada conceito de moeda (*M1*, por exemplo) e peso zero para os demais ativos excluídos²⁴. Dessa forma, a agregação por soma simples não apresenta vantagens na percepção de problemas envolvidos na influência das inovações financeiras e das mudanças na legislação monetária.

Desenvolvimentos recentes, que serão apresentados a seguir, apontam para a forma de agregação que faz uso de ponderação para os diferentes ativos financeiros componentes. O ponto relevante dessa nova agregação é a derivação de um índice monetário que parte de fundamentos microeconômicos. O índice equivale ao Divisia, que é uma soma ponderada, variante no tempo, de taxas de crescimento dos estoques de diferentes ativos monetários, e as ponderações dependem dos rendimentos relativos desses ativos e de um ativo alternativo com liquidez zero - ou seja, são os serviços de liquidez (ou serviços monetários) que determinam a ponderação específica de cada ativo financeiro. O papel-moeda recebe ponderação máxima com peso igual a 1, enquanto os demais ativos, os

²⁴ O *M1*, por exemplo, contém os estoques de papel moeda em poder do público somado aos depósitos à vista feitos na rede bancária. Tanto moeda como depósitos, são somados com a consideração de uma ponderação igual a um nesse caso. Com os outros agregados tradicionais ocorre o mesmo: na medida em que o agregado se torna mais abrangente, a ponderação de cada conceito restrito continua sendo a mesma. Desta forma, pode-se inferir que o *M4* (agregado mais amplo) é uma soma simples dos outros agregados mais restritos, ou seja $M4 = M1 + M2 + M3 + \text{títulos privados}$.

quais rendem juros, recebem ponderação menor, devido aos menores serviços monetários prestados.

Essa nova agregação conta com dois desenvolvimentos teóricos básicos que têm como ponto de partida as falhas no método de agregação tradicional por soma simples de ativos. O primeiro deles são os agregados Divisia derivados por Barnett (1980) e Barnett, Offenbacher e Spindt (1981). Por esse método, constrói-se ponderações através de um índice Divisia (de preços e quantidades) que representam o grau de serviços monetários prestados pelos ativos componentes de cada agregado monetário. Um ponto a ser considerado nos agregados Divisia é a hipótese de que os serviços monetários prestados por cada ativo componente são imutáveis no tempo. Dessa forma, considera-se que, em cada período de tempo, esses serviços não são alterados.

A segunda forma de agregação é tratada na quarta seção e equivale ao agregado de equivalência monetária (*CE - currency equivalent*) derivado por Rotemberg, Driscoll e Poterba (1995). De acordo com o desenvolvimento dos agregados Divisia na terceira seção, a função de produção de serviços monetários conta com um parâmetro considerado como constante e que representa as características físicas do ativo em questão. O agregado *CE*, de equivalência monetária, por sua vez, apresenta um avanço em relação aos agregados Divisia, dado que considera as modificações ocorridas com os serviços monetários produzidos por cada ativo na medida em que se desenvolve o sistema financeiro de uma maneira geral. Este tipo de agregado pode ser muito útil em análises monetárias nas economias em que o sistema financeiro é instável e que apresente muitas modificações no sentido, tanto da incorporação de inovações financeiras, como nas modificações implementadas no padrão monetário e na legislação monetária, como é o caso da economia brasileira nas décadas de 80 e 90.

2. A Agregação Tradicional por Soma Simples

O ponto de partida natural para a discussão sobre agregação é o método utilizado normalmente pelos Bancos Centrais que consiste na soma simples de

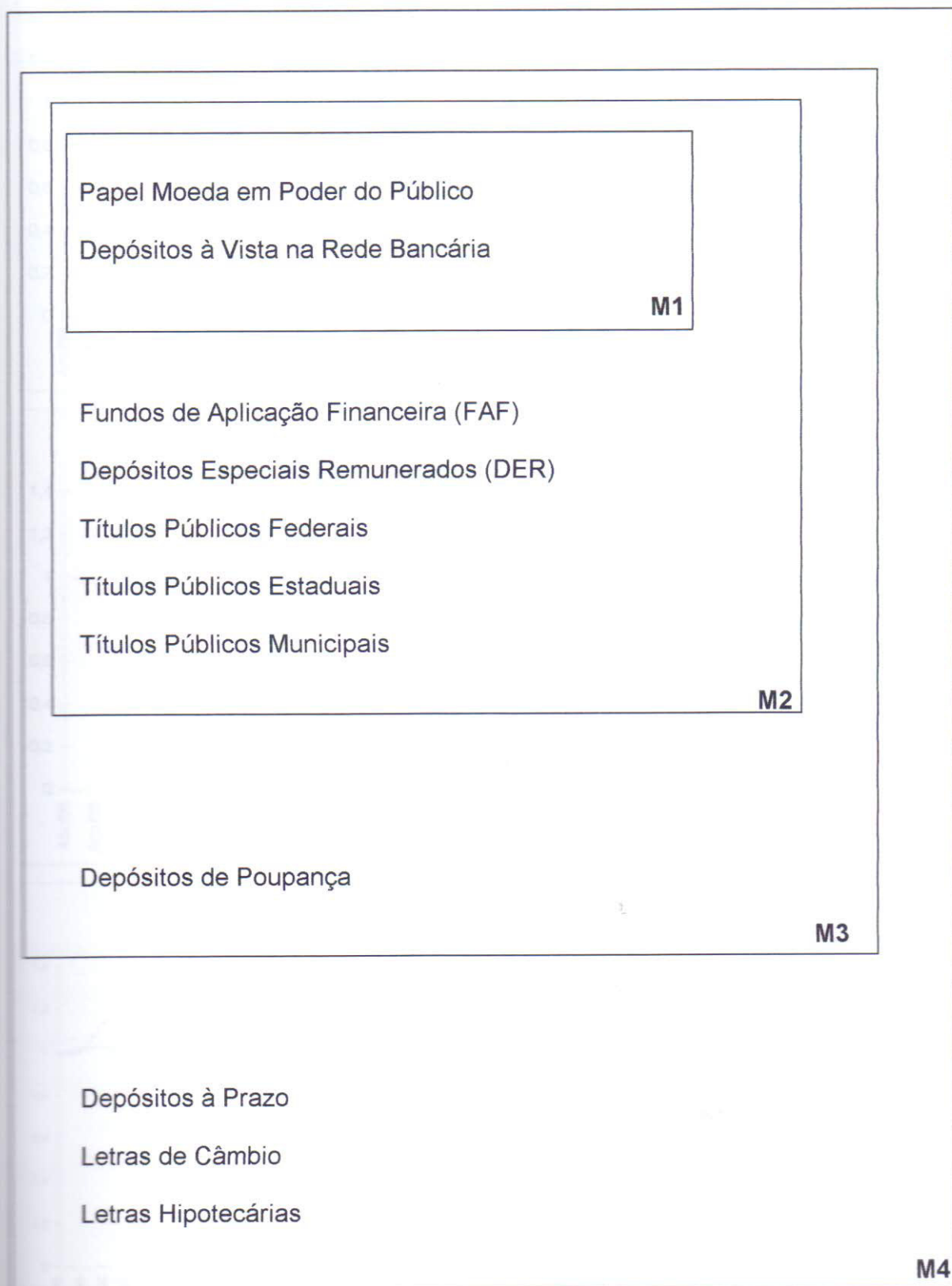
ativos monetários. Essa agregação parte do somatório de ativos financeiros que possuem o mesmo grau de liquidez - ou de ativos que geram o mesmo volume de serviços monetários - para a composição dos agregados. No Brasil, por exemplo, estes são compostos pela soma de ativos em ordem decrescente de liquidez (como mostra a quadro 1).

O primeiro ponto crítico relacionado ao uso de agregados por soma simples, no caso brasileiro, é o fato dos componentes dos agregados monetários variarem a taxas diferentes no tempo - ou seja, apresentam diferentes trajetórias temporais. Para uma visualização desse comportamento, considere-se os gráficos 1 a 3 que mostram, através de dados mensais, as trajetórias dos haveres financeiros (em termos reais) componentes da agregação monetária no Brasil, no período de março de 1986 a junho de 1994. Nesse caso, não apenas as flutuações das quantidades são diferentes para diferentes ativos, mas também novos ativos aparecem (*DER* e *FAF's*) na lista no período analisado.

As diferentes características desses ativos são reveladas por essas diferentes trajetórias. Considerando que seus preços (definidos como o custo de uso do ativo respectivo e que, portanto, funções de taxas de juros diferentes) também variam a diferentes taxas, pode-se afirmar que a agregação através da simples soma já apresenta uma complicação potencial, uma vez que assume a mesma ponderação (unitária) para todos os ativos componentes²⁵. Isto implica em que, em termos de agregação, todos os ativos financeiros componentes dos agregados tradicionais sejam substitutos perfeitos entre si. No caso do Brasil, nas décadas de 80 e 90, essa hipótese é de difícil defesa dada a política monetária discricionária adotada pelo governo, na qual forçou-se a valorização dos títulos federais através de mecanismos arbitrários na determinação da taxa de juros.

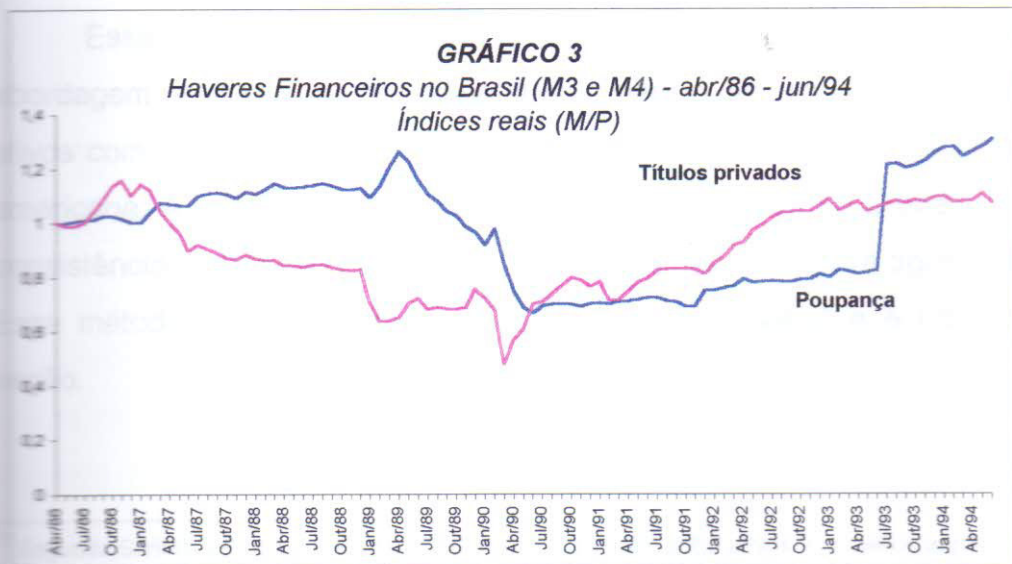
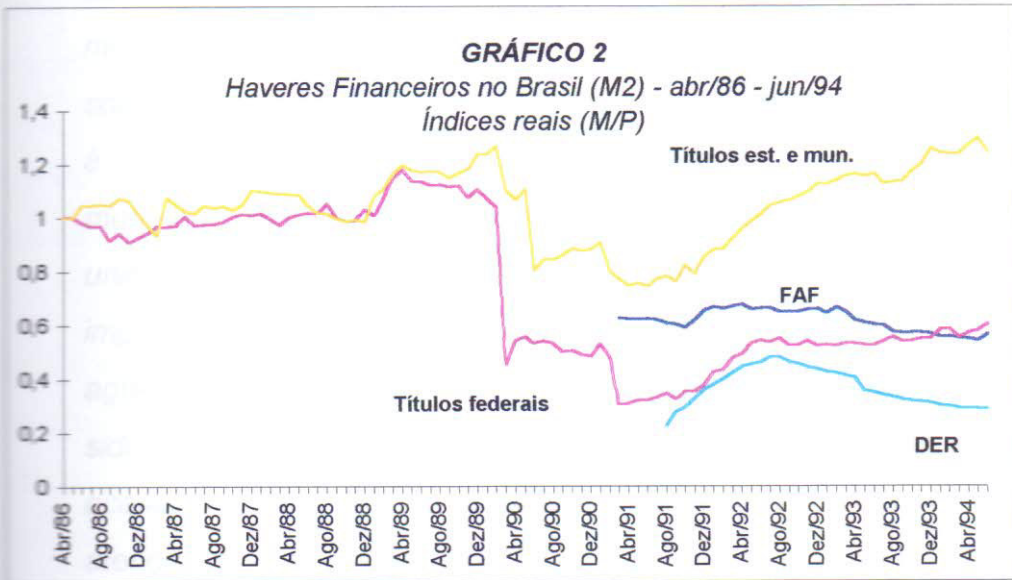
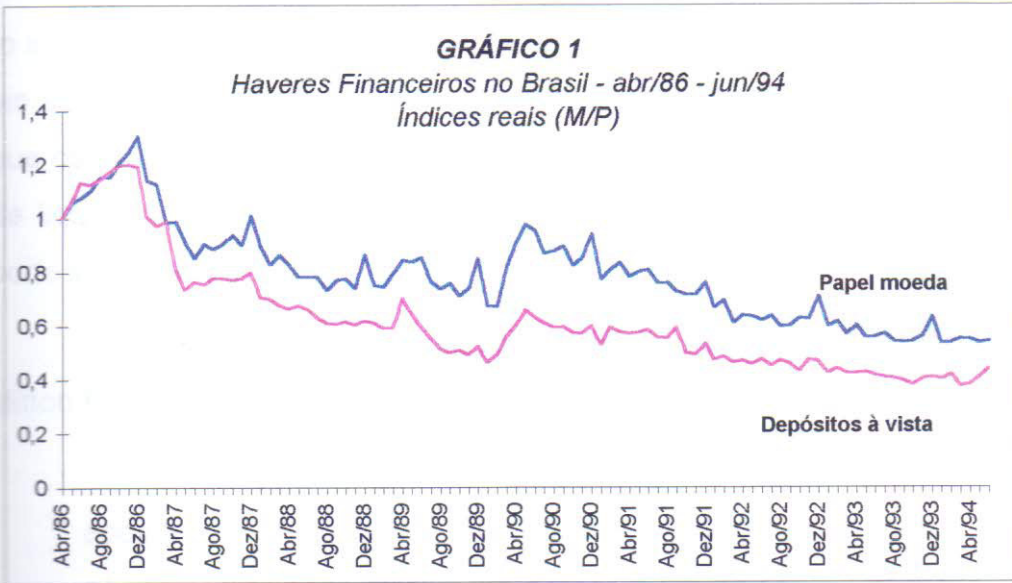
O que se deve considerar, neste caso, é que para uma agregação consistente, a função agregadora deve se apresentar como uma função de produção de serviços monetários. A soma simples é uma função de agregação, mas o problema é assumir que ela seja também uma função de produção de serviços monetários. Ela seria essa função apenas no caso em que esses ativos fossem perfeitos substitutos, ou que os serviços monetários produzidos pelos ativos

²⁵ Um ponto positivo da agregação convencional é que ela representa uma medida de conta do estoque nominal de riqueza monetária.

QUADRO 1*Agregados Monetários Oficiais no Brasil²⁶*

Fonte: Banco Central do Brasil

²⁶ Esses haveres financeiros estiveram na composição dos meios de pagamento até junho de 1994.



tivessem a mesma magnitude, não impondo ao agente a necessidade de escolha (o indivíduo sendo indiferente diante das possibilidades de ativos a serem alocados em seu portfólio). Este fato não representa vínculo direto com a realidade, uma vez que os ativos financeiros incluídos apresentam diferentes características em termos de liquidez e rentabilidade (isto é, a taxa marginal de substituição entre eles não pode ser unitária).²⁷

Essa limitação dos agregados tradicionais já havia sido reconhecida por Milton Friedman e Anna Schwartz (1970), ressaltaram que

*“este procedimento (a soma simples) é um caso muito especial da abordagem mais geral. Em síntese, a abordagem geral consiste em observar que cada ativo é um bem que presta diferentes graus de serviços monetários (moneyness) e, definindo os estoques de moeda como uma soma ponderada de todos os ativos, essas ponderações variariam de zero à unidade. Neste caso, o ativo que prestar o maior grau de serviço monetário por dólar de valor agregado, será aquele que receberá a unidade como ponderação. O procedimento mais comum seguido por nós implica que as ponderações são somente um (para os ativos incluídos no agregado) ou zero (para os ativos excluídos). A abordagem mais geral tem sido sugerida freqüentemente, mas experimentada apenas ocasionalmente. Nós presumimos que esta abordagem merece mais atenção do que tem recebido”.*²⁸

Essa atenção foi inicialmente dada por Barnett. Ele foi o precursor desta abordagem, e utilizou-se do índice Divisia para o cálculo dos pesos dos diferentes ativos com objetivo de construir séries de agregados monetários para a economia americana. A escolha deste índice deveu-se ao estudo de Diewert (1976) sobre a consistência de números índices (da classe superlativa) para agregação monetária. Esse método ficou conhecido como “agregados Divisia” e é tratado na próxima seção.

²⁷ Segundo Serletis e Robb (1986) a perfeita substitutibilidade entre ativos financeiros implica em superfícies de indiferença lineares, ou seja, todas as curvas de indiferença e isoquantas sobre aqueles componentes devem ser lineares com inclinações menores que 1.

²⁸ Barnett, et al. (1992).

3. Os Agregados Divisia

O aspecto de maior relevância dessa abordagem é a integração da escolha do agregado monetário com o problema da preferência do consumidor. A importância dessa integração entre os microfundamentos e os macro tópicos está intimamente relacionada com a utilização de padrões teóricos que levam à determinação de funções de demanda e, conseqüentemente, de demanda por moeda. Para isso, o ponto de partida natural é a discussão sobre a definição de moeda e, portanto, sobre a forma mais adequada de agregação monetária.

Dos problemas inerentes ao uso da agregação por soma simples, que foram discutidos na seção anterior, os mais importantes estão relacionados à impossibilidade desses agregados em separar os efeitos renda e substituição, no caso de se desconsiderar a hipótese de substituição perfeita entre ativos financeiros. É assim que a teoria da agregação microeconômica surge para definir a moeda.

A relação entre a teoria estatística dos números índices e os microfundamentos é colocada quando se verifica a compatibilidade do índice Divisia com um processo de maximização de utilidade na qual a moeda está incorporada. Essa compatibilidade é um dos principais aspectos teóricos dessa abordagem de agregados Divisia.

3.1 - Os Fundamentos Microeconômicos dos Agregados Divisia

Suponha uma economia com três tipos de bens: de consumo, lazer e serviços monetários. Assume-se que os serviços destes três tipos de bens entram como argumentos na função de utilidade do indivíduo representativo. Essa função seria, portanto, descrita da seguinte forma:

$$u = U(c, l, x) \tag{01}$$

Onde: c é um vetor dos serviços prestados pelos bens de consumo; l é o tempo de lazer e x é um vetor de serviços monetários prestados pelos ativos financeiros (liquidez e rentabilidade)

No processo de maximização dessa função utilidade, impõe-se a seguinte restrição orçamentária:

$$y = q'c + \omega'l + \pi'x$$

Os vetores q , ω e π representam os preços dos bens de consumo, do lazer e o custo de uso (ou custo de oportunidade) dos ativos financeiros. O custo de uso do i -ésimo ativo é representado pela equação (02).

$$\pi_i = p^* \frac{(R - r_i)}{1 + R} \quad (02)$$

Esse custo é calculado como um valor descontado dos juros renunciados dada a retenção do i -ésimo ativo financeiro. Dessa forma, r_i é a taxa de juros que remunera o ativo em questão e R é a taxa de juros de um ativo alternativo: o ativo *benchmark*. Este é um haver financeiro com a característica de não fornecer qualquer serviço de liquidez. Ele é mantido como forma de transferência intertemporal de riqueza. Teoricamente, é o ativo que oferece o maior retorno em termos de taxa de juros (taxa de *benchmark*) quando o período de maturação dos ativos é o mesmo. Por fim, p^* é um índice que mede o custo de vida²⁹.

A fim de detalhar a demanda por serviços monetários, o ponto de partida é a solução de um problema de otimização em dois estágios. No primeiro, o consumidor aloca seus gastos em todas as categorias descritas na sua função de utilidade (bens de consumo, lazer e serviços monetários). Então, no segundo estágio, ele aloca seus gastos em cada categoria isoladamente. Enquanto que no primeiro estágio a decisão é guiada pelo índice de preços relativos das três categorias, no

²⁹ p^* é o custo de vida medido em termos de bens de consumo através de um índice de preços ao consumidor (no nosso caso será utilizado o IGP-DI) - a derivação do custo de uso pode ser visto no apêndice 3.

segundo, a decisão descentralizada impõe, como guia, os preços de cada componente.

A decomposição do problema do consumidor nesses dois estágios só é possível quando considera-se a hipótese de fraca separabilidade entre moeda e as outras categorias que fazem parte da função de utilidade (01), da seguinte maneira:

$$u = U[c, l, f(x)]$$

Onde $f(x)$ é uma subfunção de utilidade relacionada aos serviços monetários da função original. A condição de fraca separabilidade assume que as taxas marginais de substituição entre qualquer dois ativos monetários é independente dos valores dos bens de consumo (c) e do tempo de lazer (l), o que equivale ao seguinte:

$$\frac{(\partial U / \partial x_i) / (\partial U / \partial x_j)}{\partial \phi} = 0$$

Onde ϕ é qualquer componente de $\{c, l\}$.

A maximização de $f(x)$ será, portanto, condicionada à restrição dos gastos totais com estes serviços (m), que pode ser traduzida na forma de uma restrição orçamentária. Assim, tem-se a seguinte equação lagrangeana:

$$L = f(x) + \lambda \left(m - \sum_{i=1}^n \pi_i x_i \right) \quad (03)$$

$$m = \sum_{i=1}^n \pi_i x_i = \text{restrição orçamentária} \quad (04)$$

Onde: m é o montante de gastos com serviços monetários, π_i o custo de uso do i -ésimo ativo financeiro, e x_i a quantidade desse ativo retida. São as seguintes as condições de primeira ordem na maximização de L :

$$\lambda = \frac{\partial f}{\partial x_i} \frac{1}{\pi_i} \quad (05)$$

Considerando a hipótese de homogeneidade linear, e utilizando-se as condições (04) e (05), tem-se o seguinte:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial f}{\partial x_i} x_i = f(x) = \lambda \sum_{i=1}^n \pi_i x_i = \lambda m$$

A partir da equação (04), pode-se fazer:

$$\frac{\partial f}{\partial x_i} = \frac{\pi_i f(x)}{m} \quad (06)$$

Tomando-se, agora, o diferencial total da função de serviços monetários $f(x)$, tem-se:

$$df(x) = \sum_{i=1}^n \frac{\partial f}{\partial x_i} dx_i \quad (07)$$

Substituindo (06) em (07), tem-se o seguinte:

$$\frac{df(x)}{f(x)} = \sum_{i=1}^n \frac{\pi_i}{m} dx_i$$

Que pode ser, alternativamente, escrita na forma:

$$\frac{df(x)}{f(x)} = \sum_{i=1}^n s_i \frac{dx_i}{x_i} \quad (08)$$

Onde:

BCME - BIBLIOTECA

$$s_i = \frac{\pi_i X_i}{m}$$

Substituindo-se as taxas de crescimento dos serviços monetários totais (lado esquerdo) e de crescimento das quantidades do i -ésimo ativo pelo conceito alternativo em logs, a equação (08), em tempo discreto, resulta em:

$$\log x_t - \log x_{t-1} = \sum_{i=1}^n s_i (\log x_{it} - \log x_{i,t-1}) \quad (09)$$

A qual representa a taxa de crescimento dos estoques de ativos financeiros mantidos por um indivíduo (taxa de crescimento monetário individual).

3.2 - As Ligações entre a Teoria Microeconômica e a Teoria Estatística dos Números Índices

Em geral, pode-se utilizar qualquer índice para o cálculo de variação de quantidades e preços de determinados bens: Laspeyres, Paasche, ideal de Fisher e Divisia. Para a escolha entre eles, Irving Fisher (1922) desenvolveu alguns testes que estabeleceram critérios de análise sobre as vantagens de cada um. De acordo com suas pesquisas, identificou que o melhor índice (aquele que elencava o maior

número de propriedades satisfatórias tais como reversão no tempo e reversão de fatores) era o índice ideal de Fisher. Os outros índices não satisfazem a nenhum dos testes. O índice Divisia tem uma interpretação mais interessante que os demais pelo fato de que, para ele, a taxa de variação de um agregado econômico qualquer é a média ponderada das taxas de variação dos componentes que o formam.

O índice Divisia com aproximação de Törnqvist-Theil é:

$$\frac{X_t}{X_{t-1}} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{X_{it}}{X_{it-1}} \right)^{\left(\frac{1}{2} \right) (s_{it} + s_{i,t-1})} \quad (10)^{30}$$

Tomando-se o logaritmo de cada lado da equação (10), tem-se:

$$\log X_t - \log X_{t-1} = \sum_{i=1}^n S_{it} (\log x_{it} - \log x_{it-1}) \quad (11)$$

Isto permite observar que para o índice Divisia, a taxa de crescimento do agregado monetário é a soma ponderada da taxa de crescimento dos ativos financeiros componentes³¹. A equação (11) é equivalente à equação (09) se tomarmos a primeira como um somatório da variação dos estoques monetários dos n indivíduos da economia. Em outras palavras, a diferença entre as duas equações reside no fato da equação (09) representar uma função individual e a (11) ser uma função agregada de variação de estoques de ativos monetários. Onde:

$$S_{it} = \frac{s_{it} + s_{i,t-1}}{2} \quad e,$$

³⁰ Mesmo considerando esse fato, Barnett fez agregação monetária tanto pelo índice ideal de Fisher como pelo Divisia, obtendo resultados muito semelhantes no ponto de vista estatístico.

³¹ Já que os dados econômicos tomam a forma de observações discretas imprimidas no tempo, a forma relevante é a do índice Divisia da equação (11) a qual mostra a taxa de variação da agregação monetária.

$$S_{it} = \frac{\pi_{it} X_{it}}{\sum_{i=1}^n \pi_{it} X_{it}} \quad (12)$$

É a participação dos serviços monetários do i -ésimo ativo financeiro sobre o total de serviços monetários prestados pelos demais ativos financeiros no tempo t . Os preços desses ativos são considerados através de seu custo de oportunidade conforme observado na equação (02). Substituindo-se (02) em (12), tem-se:

$$S_{it} = \frac{\left(\frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} p^* \right) X_{it}}{\frac{p^*}{1 + R_t} \sum_{i=1}^n (R_t - r_{it}) X_{it}}, \quad \text{que equivale a:}$$

$$S_{it} = \frac{(R_t - r_{it}) X_{it}}{\sum_{i=1}^n (R_t - r_{it}) X_{it}} \quad (13)$$

Desta forma, o custo de oportunidade do i -ésimo ativo financeiro - que é utilizado na ponderação da construção do agregado - pode ser entendido resumidamente como³²:

$$\pi_{it} = (R_t - r_{it}) \quad (14)$$

O ponto básico na construção deste agregado é a utilização de serviços monetários dos ativos financeiros como pesos de suas taxas de crescimento, sendo os serviços monetários, eles próprios, função do custo de oportunidade dos respectivos ativos. Na próxima na próxima seção, será utilizado unicamente o custo

³²Existem n ativos financeiros incluídos na agregação monetária. No entanto, isto depende da definição de moeda: se ela é ampla ou restrita. Se n é menor, a definição é mais restrita que numa definição ampla. Neste caso, quanto maior o número de ativos incluídos no agregado mais amplo ele será. Para efeito dos estudos feitos adiante será dado maior enfoque nos agregados mais amplos (ponderados ou não).

de oportunidade como ponderador dos estoques de ativos monetários. A fundamentação teórica, como será mostrada também, tem uma ligação direta com os microfundamentos. Esse agregado será chamado de moeda equivalente ou equivalência monetária.

4. Agregados de Equivalência Monetária - *CE (Currency Equivalent)*

O agregado de equivalência monetária foi inicialmente proposto por Hutt (1963) e Rotemberg (1991)³³ e desenvolvido posteriormente por Rotemberg, Driscoll e Poterba (1995). Trata-se de médias ponderadas, variantes no tempo, de estoques de diferentes ativos monetários, com ponderações especificadas como funções dos rendimentos dos ativos relativamente ao rendimento de um ativo *benchmark* de liquidez zero, mas com alta rentabilidade.

O ponto de partida da discussão sobre a nova agregação monetária foi a incapacidade dos agregados de soma simples em captar as variações de liquidez dos ativos monetários demandados pelos indivíduos e as modificações monetárias ocorridas na economia devidas ao desenvolvimento do sistema financeiro. Os agregados *Divisia* e *CE* assumem essas características uma vez que são funções (agregadoras) com parâmetros (ou ponderadores) variantes no tempo.

No agregado *CE*, a moeda (dinheiro e papel-moeda = *M1*) tem a unidade como ponderação por causa dos altos serviços de liquidez relacionados a ela. Conseqüentemente, os ativos com menor grau de liquidez passam a receber ponderações menores. O principal aspecto deste agregado - como no caso dos agregados *Divisia* - é a presença de fundamentação teórica, contrariamente à agregação de soma simples. Sua derivação parte de pressupostos ligeiramente mais rigorosos que os agregados *Divisia* tornando possível o estudo de novas

³³ Ver Rotemberg (1995).

evidências sobre a relação moeda e produto³⁴. Como nos agregados Divisia, a fundamentação teórica deste agregado tem por base a teoria microeconômica.

Dessa forma, considere que alguns ativos podem ser facilmente usados como moeda nas transações diárias dos indivíduos. Eles pagam um custo pela liquidez que estes ativos oferecem relacionado com a renúncia de maiores retornos esperados por outros ativos menos líquidos existentes no mercado.

Para a derivação desse agregado, parte-se de uma função de utilidade intertemporal individual. Nessa função, a utilidade do tempo de vida esperado no período t é dada por:

$$V_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U(C_{t+j}, X_{t+j}) \quad (15)$$

Onde: E_t são as expectativas no período t ; C é o consumo agregado de bens físicos (em valores nominais); X é o consumo agregado de bens monetários ou serviços agregados de liquidez; e β é o valor descontado intertemporalmente

Assumindo que a função U é côncava em C e X , os serviços agregados de liquidez são dados por:

$$X_t = f(x_{0t}, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{n-1,t}, \alpha_t) \quad (16)$$

Onde: x_{ij} é o volume retido do ativo i (com $i = 1, 2, \dots, n-1$)³⁵; x_{0t} é o volume retido de moeda no período t ; e α_t é um parâmetro variante no tempo (que captura a variação no nível dos serviços monetários fornecidos).

Supondo ainda que f é separável em moeda (x_{0t}) e nos outros ativos

³⁴ Ver Rotemberg, et.al. (1995) os quais desenvolvem estudos sobre a relação entre moeda, produto e preços com o uso dos agregados CE.

³⁵ Tem-se $(n-1)$ ativos uma vez que a moeda não está incluída. A moeda, nessa função é assumida ser x_{0t} .

³⁶ Veja-se que f é a mesma $f(x)$ da derivação dos agregados Divisia.

monetários, tem-se o seguinte³⁷:

$$f(x_{0t}, x_{1t}, x_{2t}, \dots) = g(x_{0t}) + h(x_{1t}, x_{2t}, \dots, \alpha_t) \quad (17)$$

Considerando a homogeneidade linear de f na equação (16), o teorema de Euler diz o seguinte:

$$X_t = \sum_{i=1}^{n-1} f_{it} X_{it} \quad (18)$$

Onde f_{it} é a derivada parcial de X_t com respeito ao i -ésimo ativo monetário no período t . Aplicando-se esse teorema unicamente para a moeda, tem-se o seguinte:

$$g(x_{0t}) = g_{0t} x_{0t} = f_{0t} x_{0t} \quad (19)$$

Por esta equação, pode-se concluir que g é uma função linear - na medida em que suas derivadas segundas, com relação a x_0 , sejam iguais a zero e que as derivadas g_{0t} sejam constantes. Com isto, assume-se que essa constante seja igual à unidade, ou seja: $f_{0t} = 1$ ³⁸. A equação (17) fica, portanto:

$$X_t = x_{0t} + h(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{n-1,t}, \alpha_t) \quad (20)$$

³⁷ A hipótese de separabilidade implica a possibilidade de se obter um certo montante de serviços monetários retendo-se moeda em quantidade suficiente. Em outras palavras, assume-se o uso dos demais ativos monetários como meio de troca, mas, na medida em que se obtém o montante desejado de serviços de liquidez com moeda, os outros ativos tornam-se dispensáveis.

³⁸ É importante notar que esse fato não implica na desconsideração da hipótese de concavidade de U em moeda. A utilidade total continua sendo côncava em termos de moeda porque é côncava em relação a X .

A equação (20) mostra a função de serviços de liquidez de acordo com os $(n-1)$ ativos monetários e a moeda. Porém, assume-se, ainda, que existem ativos que não prestam serviços monetários mas que possuem retorno máximo entre os diversos ativos financeiros disponíveis aos indivíduos. Se R_t é a taxa de retorno nominal do ativo *benchmark*, suas propriedades são descritas de acordo com:

$$U_c(C_t, X_t) = (1 + R_t)E_t \frac{P_t \beta U_c(C_{t+1}, X_{t+1})}{P_{t+1}} \quad (21)$$

Onde: P é o preço unitário dos bens de consumo; e t é o período no tempo e U_c é a utilidade marginal dos bens de consumo.

A equação (21) mostra que os indivíduos são indiferentes entre consumir no presente e consumir no futuro dado um aumento nos seus estoques do ativo *benchmark* - que representa maiores níveis de consumo futuro dados os retornos adquiridos. Desta forma, a equação descreve a igualdade entre moeda (ótima), decisões de consumo e decisões de consumo futuro em termos de valor da moeda.

No entanto os ativos monetários não compartilham dessa propriedade porque os aumentos em seus estoques elevam os níveis de serviços monetários recebidos pelos indivíduos. Desta forma, perdas de utilidade resultante de redução de consumo presente serão compensadas em termos de aumento no consumo futuro e nos serviços de liquidez. Essa característica é observada pela seguinte equação:

$$U_c(C_t, X_t) = (1 + r_{it})E_t \frac{P_t \beta U_c(C_{t+1}, X_{t+1})}{P_{t+1}} + U_x(C_t, X_t) f_{it} \quad (22)$$

Onde: r_{it} é a taxa nominal de retorno do ativo monetário i (fornecimento de serviços monetários) e U_x é a utilidade marginal associada aos serviços monetários prestados pelos ativos $\{x_0, x_1, \dots, x_{n-1}\}$.

Em suma, as equações (21) e (22) mostram como os indivíduos fazem suas escolhas entre consumo presente e consumo futuro, incluindo as alternativas, em termos de ativos financeiros, de retenção de sua riqueza intertemporal.

Substituindo-se os termos relacionados às expectativas, as equações (21) e (22) resultam em:

$$U_x(C_t, X_t) f_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} U_c(C_t, X_t) \quad (23)$$

Essa equação mostra que, para uma redução de uma unidade do ativo i , o estoque do *benchmark* teria de ser aumentado em $\frac{1 + r_{it}}{1 + R_t}$ unidades para que o indivíduo continuasse na mesma curva de indiferença. Isto faz com que os portfólios e o consumo presente dos indivíduos permaneçam inalterados no início no período $(t + 1)$. Conquanto, os ganhos de utilidade em termos de aumentos no consumo presente compensariam as perdas de utilidade nas reduções dos estoques do ativo i .

No caso em que os consumidores desejassem manter quantidades apenas de moeda, o agregador h teria valor zero - nesse caso, $X_t = X_{0t}$. Dessa forma, a suposição que estaria implícita seria relacionada a custos iguais para moeda e ativos monetários. A solução intermediária pode ser obtida a partir da minimização dos custos de oportunidade decorrentes da retenção de uma unidade do ativo i (com respeito a x_i e sujeita à restrição de que $k = 1$):

$$\pi_{it} = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} x_{it} \quad (24)$$

A equação (24) mostra que o custo de oportunidade de se manter uma unidade de moeda é dado por $\frac{R_t}{1 + R_t}$, já que a taxa de retorno da moeda é zero, $r_{0t} = 0$. Assim, a equação (23) para moeda será:

$$U_x(C_t, X_t) = \frac{R_t}{1+R_t} U_c(C_t, X_t) \quad (25)$$

Substituindo-se (25) em (23) tem-se:

$$f_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{R_t} \quad (26)$$

A equação (26) mostra que o custo de uso (ρ_i) de um dado ativo financeiro i é equivalente à sua utilidade marginal. Com isso, o nível do agregado X_t da equação (18) é:

$$X_t = x_{0t} + \sum_{i=1}^{n-1} \frac{R_t - r_{it}}{R_t} x_{it} \quad (27)$$

A equação (27) define o agregado *CE* no período t . A ponderação de cada ativo nessa expressão é a utilidade marginal desse ativo relativamente à da moeda. Assim, ela reflete o estoque de liquidez mantido por cada indivíduo na economia. A moeda, nessa equação é representada por x_{0t} considerando que a ponderação atribuída a ela é igual a unidade. Por fim, utilizando-se (27) para somar estoques agregados de ativos, obtém-se a demanda agregada por serviços de liquidez.

5. Relação entre os Agregados Divisia e *CE*

Com relação aos agregados Divisia, a derivação de *CE* requer a hipótese adicional de fraca separabilidade entre moeda e os demais ativos financeiros na função de serviços monetários. Em parte, a principal diferença entre esses agregados está nesse fato. Por outro lado, a hipótese adicional atribuída ao *CE*

permite a consideração de variações nas características dos ativos financeiros - relacionadas às variações em α - a qual o Divisia não pode contar. Esse efeito das variações em α pode ser observado a partir da diferenciação total da equação (16):

$$dX_t = \sum_{i=0}^{n-1} f_{it} dx_{it} + f_{\alpha t} d\alpha_t \quad (28)$$

Substituindo-se (18) e (26) em (28), tem-se:

$$\frac{dX_t}{X_t} = \sum_i \frac{(R_t - r_{it})x_{it} dx_{it}}{\sum_j (R_t - r_{jt})x_{jt}} + f_{\alpha t} \frac{d\alpha_t}{X_t} \quad (29)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (29) é o índice Divisia o qual não considera as variações de α . Contrariamente, a equação como um todo representa a diferenciação total da função agregadora básica do agregado *CE* a qual incorpora as variações nas características dos ativos financeiros - representadas pelas variações em α .

A característica de constantes mudanças nos serviços monetários prestados pelos diferentes ativos financeiros constituem-se na maior dificuldade nos termos da agregação monetária. O agregado Divisia assume que a utilidade fornecida pelos ativos financeiros não sofre variações no tempo quando seus estoques também não variam. Dessa forma, o avanço proposto pelo agregado *CE* está em tratar das mudanças nas características dos ativos pela incorporação da idéia de que, de acordo com a equação (27) uma modificação na ordem de $R_t - r_{it}/R_t$ nos estoques de ativos mantidos pelo público deve ser proporcional às variações de f_i . Em outras palavras, mesmo quando os estoques monetários não variam, os serviços de liquidez prestados pelos ativos incorporados variam em função das taxas de juros que os remuneram.

Apesar dessa vantagem especial do agregado *CE*, ele apresenta uma desvantagem frente ao agregado Divisia. Em geral, considera-se que as respostas

às variações nas taxas de juros não são imediatas. Existe um lapso de tempo entre a variação dos juros e a reação dos agentes em termos da reavaliação de suas carteiras de ativos. Os agregados CE, ao aplicar a ponderação diretamente aos estoques de ativos financeiros, variam sempre que varia a taxa de juros. No caso dos agregados Divisia, a ponderação é imposta às taxas de crescimento dos estoques de ativos, pressupondo a existência desse lapso, uma vez considerado que essa taxa de crescimento é um fluxo entre dois períodos distintos de tempo. Assim, no caso de respostas lentas dos estoques de ativos à variações nas taxas de juros, o agregado Divisia torna-se mais preciso.

Não obstante essas diferenças, os agregados Divisia e CE apresentam muitos pontos em comum. As variações nos estoques de ativos monetários afetam os agregados (*M1*, *M2*, *M3*, *M4*) na medida exata da diferença entre suas taxas de juros e a do ativo *Benchmark*. Dessa forma, as mudanças nos mercados monetários individualmente não têm impacto forte sobre nenhum agregado específico.

6. Construção de agregados Divisia e CE para Ativos Financeiros no Brasil (1986 - 1994)

Esta seção objetiva construir as séries relativas aos agregados de soma simples (SS), Divisia e CE para o Brasil no período de abril 1986 a junho 1994. Antes disso, será feita a devida definição das variáveis utilizadas nesse processo.

6.1 - Descrição dos Ativos Financeiros e Taxas de Rentabilidade Utilizados para a Agregação

De acordo com os boletins do Banco Central do Brasil, os ativos financeiros podem ser classificados em monetários, não-monetários, financeiros, simples, compostos e agregados monetários.

Os ativos monetários são o papel-moeda e os depósitos à vista nos estabelecimentos bancários (aqueles ativos que são utilizados diretamente como intermediários de trocas). Os ativos não-monetários são os títulos públicos (federais e estaduais), e os títulos privados (depósitos a prazo, depósitos de poupança, etc.). O conjunto de ativos monetários e não-monetários denomina-se ativos financeiros. Os ativos simples são aqueles formados por apenas uma espécie de ativo (o papel-moeda, por exemplo), enquanto os ativos compostos são formados por mais de um tipo de ativo (são exemplos os títulos federais - que, em geral, englobam mais de um tipo diferente de ativo). Os agregados monetários são também ativos compostos, mas representam somas cumulativas de ativos financeiros - nesse caso, constituem-se os meios de pagamento: $M1$, $M2$, $M3$ e $M4$.

Os índices Divisia envolvem quantidades e preços (especificamente no cálculo das ponderações). Para agregação monetária, as quantidades serão representadas pelos estoques de ativos financeiros em dado período. Entre esses ativos estabelece-se uma relação de prazo de maturação (de resgate), de rentabilidade e liquidez: em geral, quanto maior o prazo de maturação, maior a rentabilidade e menor a liquidez de um ativo específico. Os ativos de mais longo prazo incorporam à sua taxa de rentabilidade o prêmio pela liquidez renunciada a qual guarda uma relação com o risco incorrido.

Na economia brasileira³⁹, esses ativos financeiros estão expressos em saldos ou estoques e são definidos como segue:

x_0 = papel-moeda em poder do público, que correspondem às emissões monetárias totais descontados os encaixes junto às autoridades monetárias e aos bancos comerciais.

x_1 = depósitos à vista feitos pelo público nos bancos comerciais.

$M1 = x_0 + x_1$ = o agregado monetário mais restrito e é composto, basicamente, por ativos homogêneos em termos de prazo de maturação e rentabilidade.

x_2 = títulos públicos federais, estaduais e municipais fora da autoridade monetária. Nesse caso serão incluídos nessa cesta de ativos os Fundos de

³⁹ De acordo com os boletins do Banco Central.

Aplicações Financeiras (*FAF's*) e os Depósitos Especiais Remunerados (*DER*). Esses ativos são caracterizados por muita heterogeneidade em termos de resgate e rentabilidade.

$M2 = M1 + x_2$ = agregado mais abrangente que o $M1$.

x_3 = depósitos de poupança.

$M3 = M2 + x_3$ = agregado mais abrangente que o $M2$ e com presença de maior heterogeneidade em termos de prazos de resgate e de rentabilidade.

x_4 = são os títulos privados inclusive os Certificados de Depósitos Bancários (*CDB's*) e os Recibos de Depósitos Bancários (*RDB's*).

$M4 = M3 + x_4$ = é o agregado mais abrangente e mais heterogêneo em termos das características dos ativos constitutivos.

As informações relacionadas a preços na composição do índice Divisia serão representadas pelo custo de uso (ou de oportunidade) de cada ativo específico. Na composição do custo de uso dos ativos componentes, serão determinantes as taxas de rentabilidade (taxas de juros) respectivas, e a taxa de rentabilidade de um ativo *benchmark*. Essas taxas são definidas a seguir:

r_0 = taxa de retorno (rentabilidade) do ativo x_0 , igual a zero, por hipótese.

r_1 = taxa de rentabilidade do ativo x_1 , igual a zero por hipótese.

r_2 = taxa de retorno do ativo x_2 , igual à taxa de overnight (*SELIC*) para títulos federais.

r_3 = taxa de rendimento do ativo x_3 , igual à taxa de remuneração dos depósitos em contas de poupança (rendimentos de caderneta de poupança).

r_4 = taxa de retorno do ativo x_4 , igual à taxa de juros referente aos Certificados de Depósitos Bancários (*CDB's*) prefixados.

R = taxa de rentabilidade máxima da economia. De acordo com proposta de Barnett (1982), a taxa de benchmark será a maior dentre as mencionadas acima, incluindo os índices da Bolsa de Valores de São Paulo (*IBOVESPA*), Bolsa de Valores do Rio de Janeiro (*IBRJ*) e dólar americano no mercado paralelo a cada período de tempo.

6.2 - O Cálculo do Custo de Uso (Custo de Oportunidade) e dos Serviços Monetários de cada Ativo Financeiro

Como foi mostrado nas seções anteriores, as ponderações utilizadas pelos agregados Divisia diferem um pouco daquelas que são usadas nos agregados CE. Numa primeira diferença, o cálculo dos agregados CE não inclui o peso relativo de cada ativo como uma participação do total de ativos do agregado: os serviços monetários. A segunda diferença é o cálculo do custo de oportunidade. Nesse caso, enquanto nos agregados Divisia eles resultam de uma diferença entre a taxa de rentabilidade do ativos *benchmark* e a taxa de retorno do ativo específico, nos agregados CE o custo de uso é definido como uma razão entre essa diferença e a taxa de *benchmark*.

Como está demonstrado no apêndice 1, o custo de uso nos agregados CE supõem expectativas inflacionárias estáticas, enquanto que nos agregados Divisia essas expectativas são supostas não-estáticas.

6.2.1 - Custo de Uso e Serviços Monetários para Agregados Divisia: um exemplo

No anexo 1, são apresentadas as séries respectivas de taxas de rentabilidade dos ativos monetários (x_2, x_3, x_4) representadas pelas variáveis r_2, r_3, r_4 e R (conforme definidas na seção anterior). Como exemplo, será mostrado o cálculo do custo de oportunidade para dezembro de 1990.

Conforme visto na equação (14), o custo de oportunidade é dado pela diferença entre a taxa de juros máxima da economia e a taxa de rentabilidade de cada ativo financeiro incluído na agregação. Assim:

- O custo de oportunidade dos ativos x_0 e x_1 (papel-moeda e depósitos bancários) para novembro de 1990 será:

$$\pi_1 = (R_{nov,90} - r_{0,nov,90}) = (0,4785 - 0) = 0,4785$$

No caso do papel-moeda e depósitos à vista na rede bancária, a taxa de retorno (r_0 ou r_1) será igual a zero, por hipótese. O que torna o agregado M1 igual para ambos os casos: soma simples, Divisia e *CE* (como será visto adiante).

- Para o ativo financeiro x_2 , o custo de uso (ou de oportunidade) será o seguinte:

$$\pi_2 = (R_{nov,90} - r_{2,nov,90}) = (0,4785 - 0,1983) = 0,2802$$

- Para x_3 , o custo de uso será:

$$\pi_3 = (R_{nov,90} - r_{3,nov,90}) = (0,4785 - 0,1722) = 0,3063$$

- E, para x_4 :

$$\pi_4 = (R_{nov,90} - r_{4,nov,90}) = (0,4785 - 0,2370) = 0,2415$$

Os serviços monetários são calculados a partir da participação de cada ativo financeiro sobre o total dos ativos mantidos pela economia. Dessa forma, a equação (12) terá os seguintes resultados para os diversos tipos de ativos (ainda considerando os valores de novembro de 1990):

$$\bullet S_{1,nov,90} = \frac{\pi_{1,nov,90}(X_{0,nov,90} + X_{1,nov,90})}{\sum_1^4 \pi_{i,nov,90} X_{i,nov,90}} = 0,3135$$

$$\bullet s_{2,nov,90} = \frac{\pi_{2,nov,90} X_{2,nov,90}}{\sum_{i=1}^4 \pi_{i,nov,90} X_{i,nov,90}} = 0,2547$$

E assim por diante: $s_3 = 0,2168$; e $s_4 = 0,2150$.

Estas variáveis (para todo o período amostral) podem ser encontradas na tabela 1 nas colunas (1) a (8). E os valores referentes aos ativos financeiros (X_{it}) e às taxas de juros (r_{it} e R_t) estão apresentadas no anexo 1.

Os passos seguintes na construção dos agregados Divisia são: a) calcular os pesos para os ativos financeiros através da média entre os serviços monetários de um período t , (mês, no nosso caso) e o anterior, $(t-1)$; b) multiplicar essa ponderação pela taxa de crescimento desses ativos e c) somar as taxas de crescimento ponderadas com o objetivo de encontrar o agregado mais abrangente *DM4* (Divisia-M4). As séries dos índices agregados Divisia são encontradas na tabela 4.

O agregado *DM4* será, assim, determinado pela seguinte expressão:

$$DM4_t = \sum_{i=1}^4 \frac{s_{it} + s_{i,t-1}}{2} x'_{it}$$

Onde:

$$s_{it} = \frac{\pi_{it} X_{it}}{\sum_{i=1}^4 \pi_{it} X_{it}} \quad \text{e,}$$

$$x'_{it} = \log x_{it} - \log x_{i,t-1}$$

6.2.2 - O Custo de uso para agregados CE: um exemplo

Como discutido acima, há uma diferença entre o cálculo do custo de oportunidade para os agregados Divisia e CE. Na subseção anterior, foi mostrado um exemplo de cálculo para o custo de uso e serviços monetários na agregação Divisia. Nesta seção, será feita uma demonstração do cálculo do custo de uso para a agregação CE. Para isso utilizaremos o mesmo mês - novembro de 1990.

Conforme definido na equação (26), o custo de uso dos ativos financeiros x_0 e x_1 (referente a papel-moeda e depósitos à vista), x_2 , x_3 e x_4 serão os seguintes⁴⁰:

$$\rho_{1,nov,90} = \frac{R^*_{nov,90} - r_{0,nov,90}}{R^*_{nov,90}} = \frac{0,2470 - 0}{0,2470} = 1$$

$$\rho_{2,nov,90} = \frac{0,2470 - 0,1983}{0,2470} = 0,1972$$

E assim por diante: $\rho_{3,nov,90} = 0,3028$ e $\rho_{4,nov,90} = 0,0405$.

Estas variáveis estão apresentadas na tabela 2, colunas (9) a (12). O próximo passo para o cálculo do agregado $M4(CE)$ é a soma dos estoques de ativos financeiros (anexo 1) ponderada pelos seus respectivos custos de oportunidade (os índices CE são apresentados na tabela 4). O agregado $M4(CE)$ será determinado pela seguinte expressão:

$$M4(CE)_t = \sum_{i=1}^4 \rho_{it} X_{it}$$

⁴⁰ A taxa de benchmark para os agregados CE, R^* , não é a mesma utilizada para os agregados Divisia. Essa modificação foi necessária pelo fato da taxa R (dos agregados Divisia), dadas as características da agregação CE, ter subvalorizado alguns ativos incorporados na agregação. R^* , portanto, é a taxa máxima da economia, incluindo apenas: overnight, Poupança e CDB's; acrescentada 1%. Tal modificação não causa danos aos resultados. Isso foi mostrado por Barnett, et. al (1992), os quais propuseram tal metodologia.

6.2.3 - A Adaptação dos Agregados de Soma Simples

Na agregação monetária por soma simples os ativos financeiros componentes recebem ponderação igual, independentemente dos níveis de liquidez ou de rentabilidade específicos. Essa ponderação é calculada a partir de um número relativo que expressa sua participação sobre o agregado mais amplo. Assim, o ativo financeiro x_i , por exemplo, receberá a ponderação igual a:

$$\omega_{it} = \frac{x_{it}}{\sum_{i=1}^4 x_{it}}$$

Dessa forma, o agregado mais abrangente ($M4$) será dado pela seguinte expressão:

$$M4_t = \sum_{i=1}^4 \omega_{it} x'_{it}$$

Onde:

$$x'_{it} = \log x_{it} - \log x_{i,t-1}$$

Os ponderadores estão apresentados na tabela 3, colunas (13) a (16), e os agregados monetários de soma simples na tabela 4.

7. Descrição e Análise Inicial dos Índices Monetários Ponderados

Tendo-se em vista que o objetivo central desse estudo é a análise da estabilidade da função de demanda por moeda, no Brasil, a partir dos agregados monetários ponderados, e, considerando-se demanda por moeda como demanda por ativos financeiros (num conceito amplo de moeda); optou-se pela ênfase ao agregado monetário mais abrangente que inclui, além de papel-moeda e depósitos à vista em conta corrente e em poupança, títulos públicos e privados (a definição de *M4*). Essa escolha se deve à maior evidência, nos agregados ampliados, da inadequação da hipótese de perfeita substituição entre ativos financeiros, uma vez que são uma soma de todos os ativos componentes na agregação monetária.

A tabela 4 apresenta a evolução desses índices durante o período que inicia em abril de 1986 e finda em junho de 1994. Partindo de uma descrição inicial, o índice que apresentou maior crescimento no período analisado foi o *M4* por soma simples. No período completo, registrou um crescimento de 463.317% versus *DM4* (Divisia) que teve um crescimento de 299.498%. Por outro lado, o índice *M4(CE)* teve um crescimento de apenas 84.319% no período completo. Esse crescimento de *CE*, entretanto, foi marcado por diversas variações como, por exemplo, no mês de abril de 1994, o crescimento acumulado desse índice registrava 108.799% com relação ao início do período. Essa é uma das qualidades desse índice que reflete de maneira precisa as modificações ocorridas no setor financeiro - governadas pelas variações nas taxas de juros.

De maneira geral, essas diferenças de comportamento - entre os agregados Divisia e *CE* relativamente ao de soma simples - é decorrente do uso de diferentes metodologias nas ponderações. A diferença observada entre os dois agregados ponderados (*DM4* e *M4CE*) tem sua origem na própria derivação dos custos de oportunidade desses agregados. No caso do agregado Divisia, o custo de oportunidade é uma espécie de participação de cada um dos subagregados sobre a agregação total, o que resulta em um ponderador calculado a partir das próprias informações sobre os encaixes monetários de cada período.

Porém, o caso que merece uma explicação mais enfática é o do agregado *CE*. O cálculo do custo de oportunidade leva em conta elementos que são externos

às informações sobre os estoques de ativos. Essas informações, como foi visto, são relativas às taxas de juros praticadas no mercado de ativos financeiros.

Nesse período, os gastos governamentais tiveram, como principal fonte de financiamento, a emissão de títulos. Dessa forma, pode-se atribuir esse menor crescimento, durante o período em questão, às boas taxas de rentabilidade (próximas, ou mesmo iguais, a de *benchmark*) oferecidas pelos títulos públicos federais, levando a uma maior concentração desses ativos nas carteiras.

No gráfico 4, pode-se observar que o agregado *CE* apresenta o menor crescimento no período. As maiores oscilações apresentadas por esse indicador refletem sua característica peculiar de captar com maior eficiência os desenvolvimentos no setor financeiro (através do surgimento de novos ativos e das variações na sua rentabilidade).

Os agregados *Divisia (DM4)* comportaram-se de maneira pouco semelhante aos agregados *CE*. Uma diferença fundamental entre esses dois índices é a tendência declinante dos *CE* contra uma tendência estável do *DM4*. Como o período em análise foi marcado por altas taxas de inflação, pode-se levantar a hipótese de que a escolha dos agentes tenha se direcionado aos ativos “protegidos” por uma taxa de retorno em lugar dos ativos com maior grau de liquidez. Isso demonstra a superioridade dos agregados *CE* em medir modificações dentro dos portfólios que refletem a liquidez da economia.

Dos três índices, o que tem comportamento menos sensível e apresenta tendência oposta aos demais é o agregado de soma simples (*M4*). Como não utiliza de ponderações (como funções das taxas de juros) para os serviços de liquidez fornecidos pelos ativos componentes, seu comportamento não traduz nem os desenvolvimentos do setor financeiro nem as variações na liquidez da economia.

Uma análise um pouco diferente que pode ser feita, como forma de comparação entre os três agregados, diz respeito à velocidade de circulação da moeda (medida pelos três índices).

A relação esperada entre velocidade (de circulação da moeda) e taxa de juros é positiva. Nesse sentido, quanto maior a taxa de juros, mais se espera dos indivíduos reavaliem seus investimentos, substituindo ativos líquidos por outros de menor liquidez, mas com remuneração positiva. Como o gráfico 5 mostra, a relação

TABELA 1

*Custo de Uso e Serviços Monetários para Agregados Divisia
Brasil (abr.1986 - jun.1994)*

Mês/Ano	Custo de uso (π_i)				Serviços Monetários (s_i)			
	π_1 (1)	π_2 (2)	π_3 (3)	π_4 (4)	s_1 (5)	s_2 (6)	s_3 (7)	s_4 (8)
Abr/86	0,5028	0,4903	0,4909	0,4946	0,2154	0,3499	0,2381	0,1966
Mai/86	0,3101	0,2979	0,2982	0,2924	0,2454	0,3419	0,2312	0,1815
Jun/86	0,3107	0,2965	0,2919	0,2833	0,2772	0,3258	0,2250	0,1720
Jul/86	0,0213	0,0018	0,0025	0,0000	0,8293	0,0846	0,0861	0,0000
Ago/86	0,1207	0,0950	0,1019	0,0934	0,3144	0,2828	0,2235	0,1792
Set/86	0,0302	0,0008	0,0021	0,0000	0,9227	0,0240	0,0533	0,0000
Out/86	0,1199	0,1003	0,0918	0,0869	0,3308	0,2750	0,1983	0,1959
Nov/86	0,0891	0,0654	0,0610	0,0391	0,3926	0,2609	0,2021	0,1443
Dez/86	0,0970	0,0423	0,0189	0,0000	0,6479	0,2606	0,0914	0,0000
Jan/87	0,1740	0,0640	0,0000	0,0337	0,5804	0,2877	0,0000	0,1319
Fev/87	0,2209	0,0248	0,0188	0,0542	0,6373	0,1089	0,0663	0,1875
Mar/87	0,1592	0,0397	0,0083	0,0000	0,6773	0,2747	0,0480	0,0000
Abr/87	0,2159	0,0629	0,0003	0,0541	0,4962	0,3360	0,0013	0,1665
Mai/87	0,2463	0,0000	0,0057	0,0556	0,7124	0,0000	0,0394	0,2482
Jun/87	0,4153	0,2351	0,2292	0,2595	0,2172	0,3428	0,2728	0,1672
Jul/87	0,3787	0,2896	0,2896	0,2999	0,1648	0,3565	0,3092	0,1695
Ago/87	0,1836	0,1027	0,1027	0,0982	0,2238	0,3352	0,2979	0,1431
Set/87	0,1122	0,0323	0,0323	0,0000	0,4039	0,3170	0,2791	0,0000
Out/87	0,1113	0,0168	0,0140	0,0000	0,5826	0,2458	0,1716	0,0000
Nov/87	0,1434	0,0142	0,0094	0,0000	0,6960	0,1997	0,1043	0,0000
Dez/87	0,2111	0,0673	0,0640	0,0474	0,3704	0,3069	0,2396	0,0831
Jan/88	0,3358	0,1680	0,1649	0,1709	0,2098	0,3673	0,2870	0,1359
Fev/88	0,3753	0,1918	0,1898	0,2063	0,1954	0,3564	0,3054	0,1428
Mar/88	0,3447	0,1788	0,1788	0,1701	0,1905	0,3481	0,3315	0,1299
Abr/88	0,4830	0,2805	0,2842	0,2958	0,1617	0,3719	0,3294	0,1369
Mai/88	0,2830	0,0965	0,0993	0,0914	0,2474	0,3425	0,2993	0,1108
Jun/88	0,2178	0,0161	0,0165	0,0297	0,5627	0,1756	0,1541	0,1076
Jul/88	0,3086	0,0617	0,0620	0,1056	0,3074	0,2803	0,2461	0,1662
Ago/88	0,3068	0,0805	0,0942	0,0920	0,2312	0,3289	0,3178	0,1220
Set/88	0,4705	0,2080	0,2242	0,2471	0,1651	0,3479	0,3413	0,1457
Out/88	0,4286	0,1307	0,1497	0,1831	0,2245	0,3046	0,3192	0,1517
Nov/88	0,3350	0,0709	0,0595	0,0811	0,3145	0,3191	0,2401	0,1263
Dez/88	0,3024	0,0000	0,0081	0,0938	0,6454	0,0000	0,0648	0,2898
Jan/89	0,3852	0,1555	0,1555	0,1766	0,1977	0,3938	0,3080	0,1005
Fev/89	0,2401	0,0506	0,0506	0,0542	0,2911	0,3708	0,2769	0,0613
Mar/89	0,4287	0,2245	0,2246	0,2443	0,1311	0,4641	0,3395	0,0653
Abr/89	0,5802	0,4650	0,4650	0,4456	0,1158	0,4671	0,3594	0,0577
Mai/89	0,2743	0,1600	0,1694	0,1248	0,1377	0,4411	0,3629	0,0583
Jun/89	0,2729	0,0000	0,0184	0,0020	0,7766	0,0000	0,2170	0,0064
Jul/89	0,3354	0,0039	0,0414	0,0000	0,6055	0,0520	0,3425	0,0000
Ago/89	0,4036	0,0487	0,1037	0,0576	0,2809	0,2956	0,3659	0,0576
Set/89	0,5565	0,1907	0,1902	0,1597	0,1670	0,4944	0,2697	0,0688
Out/89	0,6857	0,2087	0,3026	0,2090	0,1606	0,4413	0,3264	0,0717
Nov/89	0,5032	0,0191	0,0819	0,0000	0,4950	0,1599	0,3452	0,0000
Dez/89	0,8421	0,2000	0,2990	0,1869	0,2410	0,4084	0,2677	0,0829
Jan/90	1,0205	0,3445	0,4516	0,3177	0,1460	0,4929	0,2666	0,0945
Fev/90	0,8204	0,0000	0,0840	0,0825	0,6206	0,0000	0,2812	0,0982
Mar/90	0,8524	0,4848	0,0000	0,3814	0,4885	0,4218	0,0000	0,0898
Abr/90	0,1429	0,1006	0,1379	0,0146	0,3030	0,3448	0,3359	0,0164
Mai/90	0,1667	0,1098	0,1077	0,0717	0,3810	0,3496	0,1878	0,0816
Jun/90	0,1016	0,0143	0,0000	0,0819	0,5538	0,0916	0,0000	0,3546
Jul/90	0,5697	0,4318	0,4563	0,5493	0,2669	0,2874	0,2067	0,2390
Ago/90	0,1662	0,0509	0,0549	0,1414	0,3758	0,1627	0,1272	0,3342
Set/90	0,1682	0,0161	0,0341	0,0000	0,7556	0,0914	0,1530	0,0000
Out/90	0,2633	0,0984	0,1205	0,0471	0,4301	0,2382	0,2230	0,1087
Nov/90	0,4785	0,2802	0,3063	0,2415	0,3135	0,2547	0,2168	0,2150
Dez/90	0,2285	0,0000	0,0286	0,0012	0,8899	0,0000	0,1051	0,0050

TABELA 1
(continuação)
Custo de Uso e Serviços Monetários para Agregados Divisia
Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)

Mês/Ano	Custo de uso (π_i)				Serviços Monetários (s_i)			
	π_1 (1)	π_2 (2)	π_3 (3)	π_4 (4)	s_1 (5)	s_2 (6)	s_3 (7)	s_4 (8)
Jan/91	0,4183	0,2081	0,2102	0,1839	0,2999	0,2875	0,2032	0,2094
Fev/91	0,8538	0,7853	0,6957	0,7292	0,2646	0,2857	0,2235	0,2263
Mar/91	0,1052	0,0153	0,0136	0,0000	0,7439	0,1500	0,1061	0,0000
Abr/91	0,1237	0,0270	0,0331	0,0102	0,5773	0,1830	0,1821	0,0576
Mai/91	0,2104	0,1148	0,1193	0,0883	0,3329	0,2637	0,2194	0,1839
Jun/91	0,5482	0,4450	0,4488	0,4279	0,2432	0,2771	0,2289	0,2508
Jul/91	0,1740	0,0501	0,0709	0,0470	0,4087	0,1931	0,2165	0,1818
Ago/91	0,2871	0,1296	0,1746	0,1207	0,3039	0,2474	0,2330	0,2157
Set/91	0,3124	0,1146	0,1590	0,1113	0,3675	0,2176	0,2128	0,2021
Out/91	0,4775	0,2180	0,2965	0,2149	0,2543	0,2790	0,2276	0,2391
Nov/91	0,3354	0,0111	0,0780	0,0000	0,6994	0,0602	0,2405	0,0000
Dez/91	0,5330	0,2213	0,2216	0,2793	0,2809	0,2981	0,1771	0,2439
Jan/92	1,0410	0,7504	0,7855	0,7580	0,1386	0,3994	0,2107	0,2513
Fev/92	0,3157	0,0281	0,0439	0,0428	0,5137	0,1754	0,1383	0,1726
Mar/92	0,3521	0,0835	0,1112	0,0927	0,2574	0,3248	0,1919	0,2259
Abr/92	0,3987	0,1595	0,1524	0,1762	0,1821	0,3907	0,1677	0,2595
Mai/92	0,2336	0,0036	0,0288	0,0000	0,7162	0,0685	0,2153	0,0000
Jun/92	0,2441	0,0013	0,0168	0,0076	0,7608	0,0248	0,1226	0,0918
Jul/92	0,2621	0,0000	0,0409	0,0124	0,6255	0,0000	0,2445	0,1300
Ago/92	0,2621	0,0057	0,0198	0,0000	0,7531	0,1089	0,1381	0,0000
Set/92	0,2890	0,0124	0,0380	0,0127	0,5521	0,1527	0,1816	0,1136
Out/92	0,2818	0,0000	0,0270	0,0136	0,6644	0,0000	0,1745	0,1611
Nov/92	0,2917	0,0277	0,0412	0,0361	0,4082	0,2379	0,1372	0,2167
Dez/92	0,2903	0,0311	0,0455	0,0447	0,3894	0,2262	0,1392	0,2452
Jan/93	0,6280	0,3428	0,3849	0,3112	0,1039	0,4088	0,1876	0,2997
Fev/93	0,3154	0,0264	0,0000	0,0474	0,4376	0,2442	0,0000	0,3182
Mar/93	0,4845	0,2009	0,2450	0,2165	0,1184	0,3772	0,1976	0,3068
Abr/93	0,3153	0,0100	0,0572	0,0000	0,5648	0,1261	0,3091	0,0000
Mai/93	0,3693	0,0603	0,0727	0,0637	0,2670	0,3079	0,1720	0,2531
Jun/93	0,5836	0,2645	0,2847	0,2706	0,1148	0,3766	0,1950	0,3137
Jul/93	0,3273	0,0000	0,0308	0,0054	0,4509	0,0000	0,5032	0,0459
Ago/93	0,3533	0,0069	0,0340	0,0149	0,3732	0,0589	0,4614	0,1064
Set/93	0,6783	0,3060	0,3427	0,3005	0,0705	0,2553	0,4591	0,2151
Out/93	0,3715	0,0075	0,0074	0,0000	0,6879	0,1214	0,1907	0,0000
Nov/93	0,4850	0,1012	0,1104	0,1176	0,1410	0,2312	0,4075	0,2203
Dez/93	0,5885	0,1847	0,2308	0,2256	0,0999	0,2205	0,4571	0,2225
Jan/94	0,8688	0,4412	0,4696	0,4348	0,0594	0,2687	0,4640	0,2079
Fev/94	0,6339	0,2140	0,1759	0,2056	0,1048	0,2929	0,3926	0,2097
Mar/94	0,4642	0,0000	0,0786	0,0322	0,2515	0,0000	0,6220	0,1266
Abr/94	0,4858	0,0209	0,0518	0,0000	0,3354	0,1335	0,5311	0,0000
Mai/94	0,4795	0,0000	0,0040	0,0131	0,7660	0,0000	0,0905	0,1435
Jun/94	0,6775	0,1713	0,2061	0,1835	0,1205	0,2362	0,4656	0,1777

TABELA 2
Custo de Oportunidade para Agregados CE
Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)

Mês/Ano	Custo de Oportunidade			
	ρ_1 (9)	ρ_2 (10)	ρ_3 (11)	ρ_4 (12)
Abr/86	1,0000	0,4444	0,4711	0,6356
Mai/86	1,0000	0,5596	0,5704	0,3610
Jun/86	1,0000	0,6203	0,4973	0,2674
Jul/86	1,0000	0,3778	0,4002	0,3204
Ago/86	1,0000	0,3114	0,4963	0,2679
Set/86	1,0000	0,2685	0,3008	0,2485
Out/86	1,0000	0,5442	0,3466	0,2325
Nov/86	1,0000	0,6051	0,5318	0,1666
Dez/86	1,0000	0,4889	0,2702	0,0936
Jan/87	1,0000	0,4022	0,0543	0,2376
Fev/87	1,0000	0,0754	0,0471	0,2140
Mar/87	1,0000	0,2939	0,1084	0,0594
Abr/87	1,0000	0,3218	0,0443	0,2830
Mai/87	1,0000	0,0390	0,0613	0,2559
Jun/87	1,0000	0,0811	0,0510	0,2057
Jul/87	1,0000	0,1009	0,1009	0,2049
Ago/87	1,0000	0,1520	0,1520	0,1048
Set/87	1,0000	0,3459	0,3459	0,0815
Out/87	1,0000	0,2208	0,1978	0,0823
Nov/87	1,0000	0,1578	0,1265	0,0652
Dez/87	1,0000	0,1721	0,1531	0,0576
Jan/88	1,0000	0,0724	0,0553	0,0885
Fev/88	1,0000	0,0614	0,0512	0,1355
Mar/88	1,0000	0,1015	0,1015	0,0542
Abr/88	1,0000	0,0471	0,0645	0,1192
Mai/88	1,0000	0,0749	0,0888	0,0496
Jun/88	1,0000	0,0472	0,0491	0,1115
Jul/88	1,0000	0,0389	0,0401	0,2099
Ago/88	1,0000	0,0423	0,1003	0,0909
Set/88	1,0000	0,0367	0,0961	0,1802
Out/88	1,0000	0,0325	0,0942	0,2028
Nov/88	1,0000	0,0750	0,0350	0,1107
Dez/88	1,0000	0,0320	0,0579	0,3322
Jan/89	1,0000	0,0417	0,0417	0,1296
Fev/89	1,0000	0,0501	0,0501	0,0681
Mar/89	1,0000	0,0467	0,0472	0,1389
Abr/89	1,0000	0,2034	0,2034	0,0691
Mai/89	1,0000	0,2835	0,3425	0,0627
Jun/89	1,0000	0,0353	0,1004	0,0425
Jul/89	1,0000	0,0401	0,1487	0,0288
Ago/89	1,0000	0,0274	0,1781	0,0517
Set/89	1,0000	0,1008	0,0996	0,0246
Out/89	1,0000	0,0205	0,2133	0,0211
Nov/89	1,0000	0,0567	0,1791	0,0195
Dez/89	1,0000	0,0347	0,1836	0,0150
Jan/90	1,0000	0,0517	0,2019	0,0140
Fev/90	1,0000	0,0120	0,1132	0,1114
Mar/90	1,0000	0,5737	0,0116	0,4538
Abr/90	1,0000	0,6942	0,9639	0,0723
Mai/90	1,0000	0,4581	0,4381	0,0952
Jun/90	1,0000	0,2177	0,0896	0,8235
Jul/90	1,0000	0,0676	0,2333	0,8618

TABELA 2
(continuação)
Custo de Oportunidade para Agregados CE
Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)

Mês/Ano	Custo de Oportunidade			
	ρ_1 (9)	ρ_2 (10)	ρ_3 (11)	ρ_4 (12)
Ago/90	1,0000	0,0798	0,1117	0,8017
Set/90	1,0000	0,1467	0,2477	0,0563
Out/90	1,0000	0,2711	0,3688	0,0442
Nov/90	1,0000	0,1972	0,3028	0,0405
Dez/90	1,0000	0,0419	0,1618	0,0471
Jan/91	1,0000	0,1398	0,1484	0,0409
Fev/91	1,0000	0,5925	0,0595	0,2589
Mar/91	1,0000	0,2199	0,2054	0,0871
Abr/91	1,0000	0,2170	0,2665	0,0810
Mai/91	1,0000	0,2761	0,3104	0,0757
Jun/91	1,0000	0,2080	0,2369	0,0767
Jul/91	1,0000	0,0954	0,2470	0,0730
Ago/91	1,0000	0,1073	0,3622	0,0567
Set/91	1,0000	0,0630	0,2732	0,0474
Out/91	1,0000	0,0481	0,3360	0,0367
Nov/91	1,0000	0,0610	0,2548	0,0289
Dez/91	1,0000	0,0311	0,0320	0,2112
Jan/92	1,0000	0,0333	0,1501	0,0586
Fev/92	1,0000	0,0336	0,0869	0,0829
Mar/92	1,0000	0,0359	0,1353	0,0688
Abr/92	1,0000	0,0668	0,0390	0,1319
Mai/92	1,0000	0,0558	0,1594	0,0411
Jun/92	1,0000	0,0396	0,1009	0,0647
Jul/92	1,0000	0,0368	0,1869	0,0822
Ago/92	1,0000	0,0577	0,1096	0,0367
Set/92	1,0000	0,0349	0,1241	0,0360
Out/92	1,0000	0,0343	0,1268	0,0808
Nov/92	1,0000	0,0365	0,0858	0,0673
Dez/92	1,0000	0,0371	0,0907	0,0875
Jan/93	1,0000	0,1273	0,2560	0,0306
Fev/93	1,0000	0,1120	0,0309	0,1766
Mar/93	1,0000	0,0341	0,1842	0,0871
Abr/93	1,0000	0,0614	0,2064	0,0306
Mai/93	1,0000	0,0313	0,0701	0,0421
Jun/93	1,0000	0,0304	0,0917	0,0490
Jul/93	1,0000	0,0296	0,1208	0,0457
Ago/93	1,0000	0,0281	0,1040	0,0504
Set/93	1,0000	0,0399	0,1344	0,0258
Out/93	1,0000	0,0459	0,0455	0,0262
Nov/93	1,0000	0,0254	0,0487	0,0671
Dez/93	1,0000	0,0242	0,1355	0,1229
Jan/94	1,0000	0,0370	0,1010	0,0225
Fev/94	1,0000	0,1029	0,0214	0,0850
Mar/94	1,0000	0,0211	0,1868	0,0889
Abr/94	1,0000	0,0623	0,1246	0,6252
Mai/94	1,0000	0,0204	0,0287	0,0471
Jun/94	1,0000	0,0194	0,0868	0,0430

TABELA 3
Pesos para Agregação por Soma Simples (SS)
Brasil (abr.1986 - jun.1994)

Mês/Ano	Pesos dos Ativos Financeiros			
	ω_1 (13)	ω_2 (14)	ω_3 (15)	ω_4 (16)
Abr/86	0,2116	0,3525	0,2396	0,1963
Mai/86	0,2373	0,3442	0,2324	0,1861
Jun/86	0,2648	0,3262	0,2288	0,1802
Jul/86	0,2630	0,3175	0,2327	0,1868
Ago/86	0,2687	0,3071	0,2263	0,1980
Set/86	0,2788	0,2743	0,2316	0,2153
Out/86	0,2783	0,2765	0,2178	0,2274
Nov/86	0,2861	0,2591	0,2151	0,2397
Dez/86	0,2950	0,2722	0,2137	0,2191
Jan/87	0,2194	0,2957	0,2276	0,2573
Fev/87	0,2023	0,3079	0,2473	0,2426
Mar/87	0,1992	0,3240	0,2705	0,2063
Abr/87	0,1520	0,3533	0,2915	0,2033
Mai/87	0,1239	0,3883	0,2965	0,1913
Jun/87	0,1371	0,3821	0,3120	0,1688
Jul/87	0,1319	0,3731	0,3237	0,1713
Ago/87	0,1379	0,3692	0,3281	0,1648
Set/87	0,1376	0,3752	0,3303	0,1569
Out/87	0,1385	0,3873	0,3244	0,1498
Nov/87	0,1380	0,3997	0,3154	0,1469
Dez/87	0,1486	0,3861	0,3170	0,1483
Jan/88	0,1169	0,4089	0,3255	0,1487
Fev/88	0,1113	0,3970	0,3438	0,1480
Mar/88	0,1080	0,3805	0,3623	0,1493
Abr/88	0,1020	0,4039	0,3531	0,1410
Mai/88	0,1011	0,4103	0,3485	0,1402
Jun/88	0,0977	0,4123	0,3530	0,1370
Jul/88	0,0899	0,4099	0,3582	0,1420
Ago/88	0,0790	0,4283	0,3536	0,1391
Set/88	0,0849	0,4044	0,3681	0,1426
Out/88	0,0901	0,4007	0,3667	0,1424
Nov/88	0,0851	0,4080	0,3658	0,1412
Dez/88	0,0937	0,4197	0,3509	0,1356
Jan/89	0,0917	0,4526	0,3540	0,1017
Fev/89	0,0801	0,4839	0,3613	0,0747
Mar/89	0,0736	0,4979	0,3641	0,0644
Abr/89	0,0947	0,4769	0,3670	0,0614
Mai/89	0,0856	0,4697	0,3651	0,0796
Jun/89	0,0810	0,4932	0,3356	0,0902
Jul/89	0,0706	0,5219	0,3235	0,0840
Ago/89	0,0616	0,5374	0,3124	0,0886
Set/89	0,0633	0,5468	0,2990	0,0909
Out/89	0,0621	0,5608	0,2860	0,0910
Nov/89	0,0652	0,5546	0,2793	0,1009
Dez/89	0,0780	0,5568	0,2442	0,1210
Jan/90	0,0581	0,5812	0,2398	0,1209
Fev/90	0,0646	0,5480	0,2858	0,1016
Mar/90	0,2092	0,3177	0,3872	0,0860
Abr/90	0,2329	0,3764	0,2675	0,1232
Mai/90	0,2737	0,3813	0,2088	0,1363
Jun/90	0,2669	0,3138	0,2072	0,2120
Jul/90	0,2316	0,3291	0,2241	0,2152

TABELA 3
(continuação)
Pesos para Agregação por Soma Simples (SS)
Brasil (abr.1986 - jun.1994)

Mês/Ano	Pesos dos Ativos Financeiros			
	ω_1 (13)	ω_2 (14)	ω_3 (15)	ω_4 (16)
Ago/90	0,2230	0,3152	0,2286	0,2332
Set/90	0,2276	0,2876	0,2273	0,2576
Out/90	0,1988	0,2947	0,2253	0,2812
Nov/90	0,2072	0,2875	0,2239	0,2815
Dez/90	0,2416	0,2751	0,2280	0,2554
Jan/91	0,1705	0,3287	0,2299	0,2709
Fev/91	0,2374	0,2787	0,2461	0,2377
Mar/91	0,2212	0,3067	0,2434	0,2287
Abr/91	0,2065	0,2999	0,2434	0,2502
Mai/91	0,2029	0,2945	0,2357	0,2669
Jun/91	0,2052	0,2879	0,2358	0,2711
Jul/91	0,1790	0,2938	0,2328	0,2945
Ago/91	0,1738	0,3135	0,2191	0,2936
Set/91	0,1888	0,3048	0,2149	0,2915
Out/91	0,1442	0,3465	0,2079	0,3014
Nov/91	0,1393	0,3621	0,2060	0,2926
Dez/91	0,1486	0,3798	0,2253	0,2463
Jan/92	0,1052	0,4207	0,2121	0,2620
Fev/92	0,1081	0,4147	0,2090	0,2681
Mar/92	0,0832	0,4427	0,1965	0,2775
Abr/92	0,0834	0,4471	0,2008	0,2688
Mai/92	0,0742	0,4604	0,1807	0,2847
Jun/92	0,0751	0,4603	0,1757	0,2889
Jul/92	0,0686	0,4572	0,1720	0,3022
Ago/92	0,0687	0,4569	0,1666	0,3078
Set/92	0,0684	0,4407	0,1711	0,3198
Out/92	0,0640	0,4385	0,1755	0,3220
Nov/92	0,0725	0,4448	0,1723	0,3104
Dez/92	0,0782	0,4238	0,1781	0,3199
Jan/93	0,0589	0,4246	0,1736	0,3429
Fev/93	0,0647	0,4313	0,1911	0,3129
Mar/93	0,0562	0,4320	0,1856	0,3262
Abr/93	0,0599	0,4217	0,1808	0,3377
Mai/93	0,0594	0,4197	0,1945	0,3264
Jun/93	0,0568	0,4110	0,1977	0,3346
Jul/93	0,0379	0,2792	0,4498	0,2332
Ago/93	0,0348	0,2815	0,4477	0,2360
Set/93	0,0347	0,2787	0,4475	0,2391
Out/93	0,0319	0,2792	0,4474	0,2414
Nov/93	0,0357	0,2806	0,4536	0,2301
Dez/93	0,0392	0,2756	0,4574	0,2278
Jan/94	0,0319	0,2841	0,4609	0,2231
Fev/94	0,0345	0,2860	0,4664	0,2131
Mar/94	0,0315	0,2804	0,4597	0,2284
Abr/94	0,0310	0,2872	0,4607	0,2211
Mai/94	0,0328	0,2825	0,4593	0,2255
Jun/94	0,0372	0,2882	0,4722	0,2024

TABELA 4
Índices Monetários Simples e Ponderados
Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)

Mês/Ano	DM4 (17)	M4(CE) (18)	M4 (19)
Abr/86	100	100	100
Mai/86	101	103	101
Jun/86	103	104	103
Jul/86	103	97	103
Ago/86	105	99	105
Set/86	107	95	106
Out/86	110	104	109
Nov/86	111	108	110
Dez/86	114	103	113
Jan/87	109	96	116
Fev/87	114	87	123
Mar/87	120	98	130
Abr/87	118	102	136
Mai/87	123	90	149
Jun/87	133	99	161
Jul/87	141	108	170
Ago/87	144	115	174
Set/87	150	139	180
Out/87	157	129	188
Nov/87	166	126	199
Dez/87	182	142	216
Jan/88	189	123	229
Fev/88	201	130	244
Mar/88	215	145	261
Abr/88	232	145	281
Mai/88	250	160	304
Jun/88	269	165	329
Jul/88	288	178	356
Ago/88	314	194	392
Set/88	338	217	422
Out/88	372	241	462
Nov/88	409	251	511
Dez/88	471	305	580
Jan/89	506	305	637
Fev/89	541	318	690
Mar/89	579	338	743
Abr/89	620	476	793
Mai/89	634	540	814
Jun/89	674	362	879
Jul/89	713	406	971
Ago/89	782	450	1092
Set/89	878	524	1227
Out/89	1002	577	1402
Nov/89	1134	672	1582
Dez/89	1385	801	1913
Jan/90	1612	934	2265
Fev/90	2035	1080	2809
Mar/90	2448	1659	2906
Abr/90	2726	2204	3198
Mai/90	2898	2038	3416
Jun/90	2975	2016	3482
Jul/90	3110	2076	3701
Ago/90	3287	2132	3906
Set/90	3476	1960	4108

TABELA 4
(continuação)
Índices Monetários Simples e Ponderados
Brasil (abr. 1986 - jun. 1994)

Mês/Ano	DM4 (17)	M4(CE) (18)	M4 (19)
Out/90	3573	2157	4359
Nov/90	3795	2202	4615
Dez/90	4210	2246	4970
Jan/91	4235	2289	5412
Fev/91	4486	2993	5700
Mar/91	4670	2767	5991
Abr/91	4752	2865	6221
Mai/91	4965	3078	6531
Jun/91	5217	3100	6862
Jul/91	5465	3041	7269
Ago/91	5823	3332	7782
Set/91	6253	3443	8308
Out/91	6678	3532	9091
Nov/91	7334	3773	10045
Dez/91	8481	4281	11474
Jan/92	9438	4309	12984
Fev/92	10575	4770	14509
Mar/92	11431	5100	16266
Abr/92	12595	5791	17924
Mai/92	13693	6170	19958
Jun/92	15143	6598	22033
Jul/92	16190	7498	24149
Ago/92	17934	7884	26789
Set/92	19549	8369	29228
Out/92	21190	9521	32127
Nov/92	23995	10444	35579
Dez/92	26726	11967	39171
Jan/93	28881	14232	43315
Fev/93	31921	15886	47711
Mar/93	34993	15779	52911
Abr/93	38900	17438	58503
Mai/93	42991	17018	64446
Jun/93	47976	19311	72092
Jul/93	62660	25505	98149
Ago/93	70040	27865	111233
Set/93	78409	32442	124550
Out/93	88473	30682	142162
Nov/93	103310	36776	163195
Dez/93	119857	50913	188744
Jan/94	139365	51287	220356
Fev/94	160649	58556	253677
Mar/94	181111	77705	287746
Abr/94	211665	108899	336711
Mai/94	250115	62653	393536
Jun/94	299598	84449	463417

entre taxa de juros e o agregado monetário de soma simples ($M4$) é inversa, contrariando a teoria. Com respeito aos outros agregados, sua relação com as taxas de juros (nesse caso medidas pelas taxas de overnight) está de acordo com o esperado. O destaque cabe aos agregados CE que demonstram maior sensibilidade às modificações nas taxas de juros (medida pela sua maior variância).

Outra análise alternativa à velocidade, é a variância dos custos de oportunidade dos ativos financeiros. Como o período analisado foi marcado por variações constantes na política de juros, quanto maiores as oscilações das taxas de juros na economia, mais se espera que os agentes refaçam suas expectativas, gerando forte substituição de ativos líquidos por outros remunerados.

Nesse sentido, considera-se que as mais altas variâncias dos custos de oportunidade revelam as modificações de portfólios por parte dos agentes como resposta às variações nas taxas de juros oferecidas pelo mercado. De acordo com as variâncias dos pesos - custos de oportunidade, apresentados nas tabelas 1 (colunas 1, 2, 3 e 4), 2 e 3 - as maiores variâncias são aquelas relacionadas aos pesos dos agregados ponderados (ver tabela 5, colunas 20 a 30), o que vem reforçar a hipótese dos agregados ponderados serem mais adequados para estudos sobre os níveis de liquidez da economia (tópico relevante à análise de política monetária).

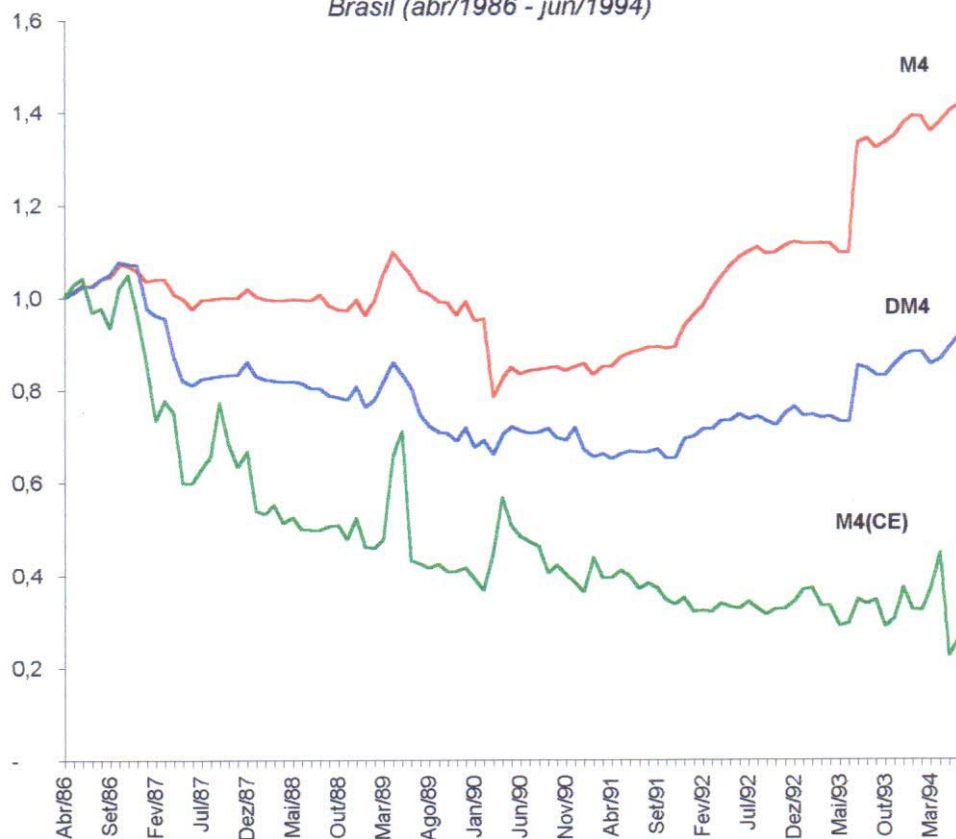
TABELA 5
Variância dos Custos de Oportunidade para Ativos Financeiros
Brasil (abril 1986 - junho 1994)

Variância	π_1	π_2	π_3	π_4	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4
	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(26)	(27)	(28)	(29)
σ^2	0,045	0,025	0,024	0,024	0,028	0,022	0,028	0,006	0,007	0,008	0,006

Como foi observado, tanto pela análise da velocidade de circulação da moeda, quanto pela análise da variância dos pesos dos ativos financeiros (que medem a mobilidade entre ativos financeiros), os agregados ponderados (pelo custo de oportunidade) são considerados como mais adequados aos estudos sobre a liquidez.

GRÁFICO 4

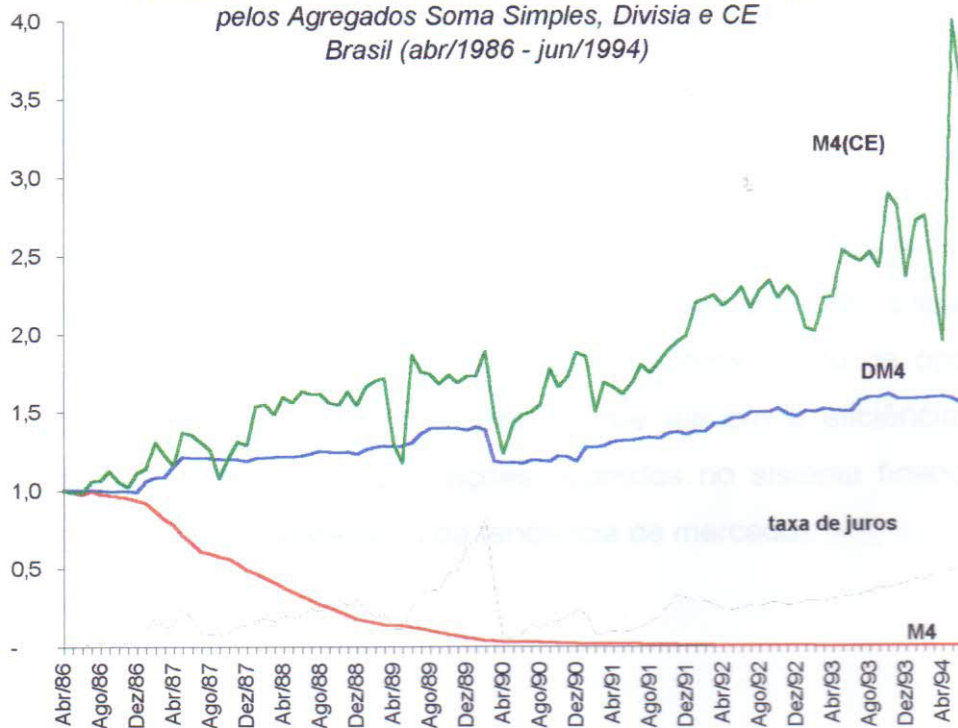
Índices Monetários Reais (M / P)
Brasil (abr/1986 - jun/1994)



BCME - BIBLIOTECA

GRÁFICO 5

Velocidade de Circulação da Moeda (M / Y) e Taxa de Juros
pelos Agregados Soma Simples, Divisia e CE
Brasil (abr/1986 - jun/1994)



Os gráficos 6, 7 e 8 apresentam a evolução das taxas de crescimento monetário pelos três índices. A variabilidade das taxas de crescimento no Brasil nesse período, com altas taxas de inflação, devem refletir as medidas tomadas pelas autoridades monetárias em termos do controle do meio circulante, tendo-se em vista a tendência crescente dessa variável em épocas inflacionárias. Dessa forma, a volatilidade das taxas de crescimento monetário é um indicador importante para o entendimento dessas medidas. Porém, como pode-se observar pelos gráficos, os agregados tradicionais (*M4*) apresentam uma volatilidade muito menor que os agregados *CE* e um pouco menor que os *Divisia*. Isso mostra que a taxa de crescimento dos agregados monetários, quando medida pelo método tradicional, não funciona como fator explicativo da inflação; enquanto que os outros agregados apresentam maior volatilidade (em termos de sua taxa de crescimento), mostrando sua superioridade nesses tipos de estudo.

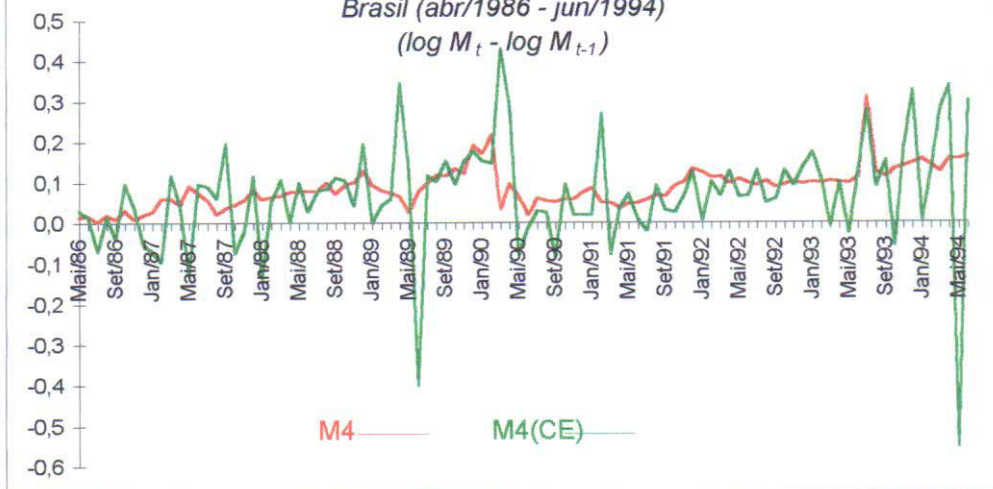
Dessa forma, torna-se necessário evidenciar que a diferença que se mostrou mais marcante, em termos dessa volatilidade, coube aos agregados *CE*. Os agregados *Divisia* (*DM4*), quando comparados aos de soma simples, não se mostraram (nesse período) muito superiores. Essa superioridade dos agregados *CE* pode ser vista no gráfico 8.

O que se pode concluir com a análise inicial acima é que os agregados tradicionais (por soma simples) deixam de captar importantes modificações em termos da mobilidade das carteiras de ativos - gerando distorções na análise da liquidez - e da caracterização mais geral da política monetária adotada. Cabe mencionar, também, que, entre os três agregados calculados e demonstrados, os agregados *CE* se mostraram mais eficazes nessas análises. Essa conclusão se deve à consideração do uso dos ponderadores (custo de oportunidade) nos cálculos dos agregados *DM4* e *M4(CE)* que elevam a eficiência da agregação monetária em captar as modificações ocorridas no sistema financeiro (sejam de caráter de política monetária ou de tendência de mercado).

GRÁFICO 6

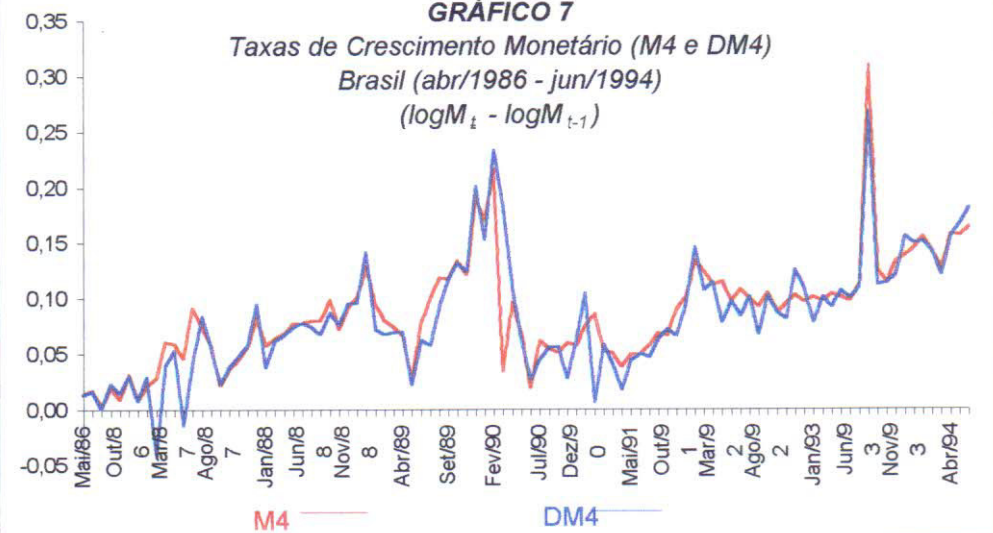
Taxas de Crescimento Monetário (M4 e M4CE)

Brasil (abr/1986 - jun/1994)

 $(\log M_t - \log M_{t-1})$ **GRÁFICO 7**

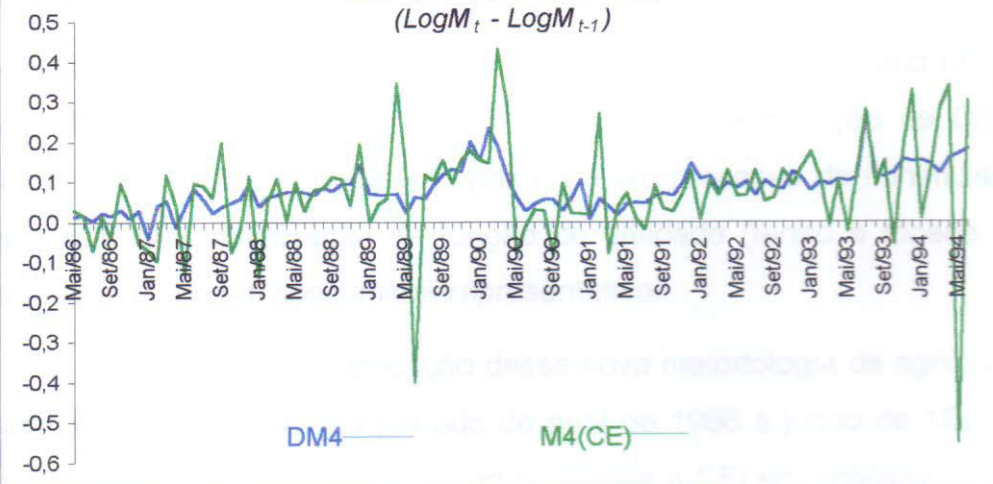
Taxas de Crescimento Monetário (M4 e DM4)

Brasil (abr/1986 - jun/1994)

 $(\log M_t - \log M_{t-1})$ **GRÁFICO 8**

Taxas de Crescimento Monetário (DM4 e M4CE)

Brasil (abr/1986 - jun/1994)

 $(\log M_t - \log M_{t-1})$ 

8. Conclusões

A compreensão das relações entre teoria e a prática talvez seja a porção mais difícil do trabalho científico em economia. No campo da economia monetária, o que se pôde observar, por muitos anos, foi a utilização de índices agregados incapazes de captar os movimentos da demanda por ativos líquidos em torno das variações de seus preços (aqui tomados como custo de oportunidade). As propostas de Barnett (1992) e Rotemberg (1995) foram dar consistência à teoria da agregação monetária, no sentido de estabelecer a ligação existente entre essa teoria, a teoria microeconômica e a teoria estatística dos números índices.

A inadequação da mensuração de moeda por meio da soma simples de ativos tem por base a hipótese segundo a qual os ativos componentes dos subagregados são perfeitos substitutos entre si. De maneira geral, assume-se que a taxa marginal de substituição entre esses ativos é igual à unidade, ou que os indivíduos são indiferentes na escolha entre ativos de diferentes taxas de rentabilidade e graus de liquidez. Como essa hipótese não corresponde com a performance econômica comum, considera-se, então, inconsistente a agregação convencional por soma simples de ativos.

As propostas de Barnett (1992) e Rotemberg (1995) partem dessa inconsistência demonstrando que o índice de Divisia é adequado para a mensuração de moeda como uma soma ponderada de ativos financeiros. Como esse índice é um índice de preços e quantidades, foi encontrada uma primeira dificuldade, a saber, a determinação dos preços dos diferentes ativos financeiros. A solução foi o uso do custo de oportunidade desses ativos como uma aproximação satisfatória. Enquanto Barnett (1992) utilizou a contribuição de Donovan (1978), Rotemberg (1995), por sua vez, partiu de um processo de minimização de custos originado da maximização da função de utilidade (tendo a moeda como um dos argumentos) de um consumidor representativo.

Os resultados da aplicação dessa nova metodologia de agregação monetária para o caso brasileiro (no período de abril de 1986 a junho de 1994) mostraram a superioridade dos índices ponderados (Divisia e *CE*) em análises sobre a liquidez e

sobre as relações entre velocidade de circulação da moeda e taxa de juros, bem como variância dos custos de oportunidade e taxa de inflação.

Além dessa análise dos níveis de liquidez na economia, outro ponto de extrema importância para o entendimento da política monetária do período é a análise da estabilidade da função de demanda por moeda.

Essa análise passa a ser desenvolvida dentro de um contexto empírico, no qual a ênfase pertence ao grau de interdependência das variáveis selecionadas como explicativas (taxa de inflação, produto e taxa de juros) no longo prazo. A função de demanda por moeda será considerada estável, nesse período analisado, se essas variáveis mostrarem tendências coincidentes no longo prazo. Assim sendo, a análise empírica sobre esse assunto será tarefa do capítulo seguinte.

CAPÍTULO III

Demanda por Moeda e sua Estabilidade: Estimação e Testes

1. Introdução

Nos modelos teóricos (tanto pela abordagem de transações como pelas de portfólios) apresentados no capítulo I, foi visto que as variáveis determinantes da demanda por moeda podem ser resumidas em três principais: o nível de preços (a taxa de inflação), o nível da renda (ou do PIB ou ainda, PIB real) e a taxa de juros nominais (expressa em porcentagem). Dessa forma, os estudos feitos no presente capítulo levam em conta um processo de geração de dados a partir de séries temporais dessas variáveis, além das monetárias construídas no capítulo II (incluindo testes de raízes unitárias e análise de cointegração).

O teste de raízes unitárias e a determinação da ordem de integração de uma determinada série temporal econômica, consiste em entender a evolução da série no tempo e a possibilidade dela ser estacionária - em outras palavras, se essa série apresenta média constante e variância finita ao longo do tempo. O teste utilizado é o desenvolvido por Dickey e Fuller (1981) e os resultados estão resumidos na seção 3 desse capítulo.

Empiricamente, o conceito de estabilidade assumido nesse trabalho tem uma relação com a análise de cointegração. A estabilidade de uma dada função pode ser entendida como a capacidade das variáveis componentes em convergir para um mesmo ponto independentemente de sua posição de equilíbrio inicial - ou seja, as variáveis seguem um processo de ajustamento global. Nesse sentido, pode-se fazer analogia com cointegração na medida em que se testa a possibilidade das séries componentes dessa função em seguir uma mesma tendência ao longo do tempo. A função é estável se as variáveis que a explicam forem cointegradas. O teste de cointegração, para variáveis selecionadas pode ser visto na quarta seção.

Por fim, dados os resultados dos testes desenvolvidos, a seção 5 trata da estimação de uma função por encaixes reais para o Brasil.

2. Estacionaridade, Raízes Unitárias e Cointegração

Os métodos comuns de estimação tomam como pressuposto básico a estacionaridade das séries temporais utilizadas. Da maneira geral, a hipótese da estacionaridade requer que a série apresente média constante e variância finitas ao longo do tempo, bem como independência entre os valores assumidos em diferentes períodos de tempo. As séries econômicas, no entanto, são, em sua maioria, não-estacionárias (possuem raízes unitárias): caracterizam-se como processos auto-regressivos com tendência (o que impossibilita a existência de média constante) e variância infinitas. Em suma, a existência de raízes unitárias invalida a inferência padrão gerando *regressões espúrias* decorrentes do fato das regressões terem estimadores não consistentes.

O procedimento padrão para o caso da não estacionaridade é a diferenciação da série. O problema com esse procedimento é que, com séries diferenciadas, as relações de longo prazo entre as variáveis são quase totalmente desconsideradas. Porquanto, a teoria econômica sugere, freqüentemente, a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre determinadas variáveis: em geral, quando os desvios do equilíbrio são observados, as próprias forças de mercado criam forças contrárias que tentam recuperar o equilíbrio.

O estudo econométrico tem evoluído no sentido do desenvolvimento de novas técnicas na análise das séries de tempo. Engle e Granger (1987) afirmam que a existência de raízes unitárias não impede o estudo econométrico desde que seja considerada. As séries com raízes unitárias podem possuir um vetor de cointegração que permitem o uso de testes de hipóteses e a estimação de modelos de correção de erros.

A importância dessa metodologia na ciência econômica está na possibilidade em se testar as relações previstas teoricamente entre as variáveis consideradas. Assim, o mecanismo de correção de erro é utilizado pela teoria para estabelecer as relações de longo prazo entre as variáveis, enquanto os dados explicam a dinâmica de curto prazo.

O grau em que determinada série de tempo apresenta-se estacionária é chamado de ordem de integração. Assim, se alguma variável y_t necessita ser

diferenciada d vezes para se tornar estacionária, afirma-se que esta variável tem ordem de integração igual a d , ou $y_t \sim I(d)$. Dessa forma, quando $d \geq 1$ diz-se que a série é não-estacionária.

O teste padrão para raízes unitárias, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), consiste em gerar uma regressão de primeira diferença de uma série contra a série diferenciada uma vez, alguns termos defasados, e, opcionalmente, uma constante e uma tendência. O teste verifica a significância das estatísticas τ (correspondente às estatísticas t dos modelos tradicionais) de distribuição não-normal para o coeficiente da série defasada. Assim, considere-se o seguinte modelo:

$$y_t = \alpha + \rho^* y_{t-1} + e_t$$

Onde α e ρ^* são parâmetros e $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

A estacionaridade de y_t será determinada pelo valor do parâmetro ρ^* : se $\rho^* = 1$ a equação acima define um passeio aleatório com *drift* e y_t é não estacionária; se $|\rho^*| > 1$, a série é explosiva. Assim, a hipótese nula para testar estacionaridade de uma série é $H_0 : |\rho^*| = 1$. Considerando que, em economia, as séries temporais apresentam, em sua maioria, tendência positiva, a hipótese nula relevante para séries econômicas será $H_0 : \rho^* = 1$.

O teste atribuído a esta hipótese é a existência de uma raiz unitária e a maneira mais simples de se fazer este teste utiliza a seguinte especificação para o modelo anterior:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$$

Onde $\rho = \rho^* - 1$. Assim, a hipótese nula será: $H_0 : \rho = 0$. A hipótese alternativa será definida como: $H_A : \rho < 0$. Três modelos são observados para testar a hipótese de raiz unitária:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad (01)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t \quad (02)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + e_t \quad (03)$$

A distinção entre estes três modelos está na inclusão ou exclusão de uma constante ou da tendência.

A idéia do teste é relativamente simples: estima-se um dos modelos descritos em (01), (02) e (03) por mínimos quadrados ordinários e verifica-se a estatística *t-student* do coeficiente da variável defasada (ρ), compara-se essa estatística com os valores estabelecidos por Dickey e Fuller (1981). O valor dessa estatística dependerá de alguns fatores como tamanho da amostra e do modelo escolhido.

A hipótese nula, da existência de uma raiz unitária, não poderá ser rejeitada no caso do valor da estatística *t* de ρ ser menor, em termos absolutos, que o valor tabelado - a um dado nível de significância. Os testes *ADF* (*Augmented Dickey Fuller*) foram desenvolvidos no sentido da implementação dos testes descritos anteriormente. O *ADF* é desenvolvido a partir da estimação (por mínimos quadrados) da seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (04)$$

As alternativas da regressão podem ser definidas a partir do uso do intercepto, da tendência ou dos dois - estas três formas de se fazer o teste *ADF* geram as estatísticas τ , τ_α e τ_t . O valor de m na equação (04) pode ser encontrado através da geração progressiva de regressões (com m crescendo a partir da unidade) até o ponto em que os erros encontrados sejam não-correlacionados. Nesse sentido, se ao gerar-se uma regressão com $m = 1$, forem encontrados erros não-correlacionados, será utilizada apenas uma defasagem da variação da variável estudada e assim por diante.

Dickey e Fuller ainda propõem o uso de testes para $\alpha, \beta, \rho = 0$ e $\alpha, \rho = 0$ - chamados de ϕ_2 e ϕ_3 , respectivamente⁴¹. O método é o mesmo do cálculo das estatísticas F . A fórmula básica para o cálculo dessas estatísticas será:

$$F = \frac{(n - k)(SQR_R - SQR_{IR})}{q(SQR_{IR})} \quad (05)$$

Onde n é o número de observações, k é o número de parâmetros na equação irrestrita, SQR_R é a soma dos quadrados dos resíduos na equação restrita, SQR_{IR} é a soma dos quadrados na equação irrestrita e q é o número de restrições utilizadas.

O valor encontrado a partir da equação (05) é submetido aos valores tabelados por Dickey e Fuller (1981) de acordo com os mesmos procedimentos dos testes F comuns.

Uma vez detectado o número de raízes unitárias (medido através das diferenciações sucessivas da série de tempo), pode-se testar se duas variáveis apresentam mesma trajetória no longo prazo. Esse teste é chamado de cointegração⁴².

A análise de cointegração pode ser feita por dois testes diferentes, ambos propostos por Engle e Granger (1987). O primeiro deles é o teste *Durbin Watson corrigido (CRDW)*, por esse teste, verifica-se a estatística DW sobre os resíduos da equação de cointegração (também conhecida como equação de longo prazo).⁴³

O segundo teste é menos simples que o *CRDW*. Consiste no teste *ADF* sobre a série construída a partir dos resíduos da equação de longo prazo. De acordo com esse teste, duas variáveis, $y_t \sim I(1)$ e $x_t \sim I(1)$ - estes testes foram elaborados para

⁴¹ Segundo Dickey e Fuller (1987), esse teste pode também ser realizado através de uma razão de verossimilhança.

⁴² De acordo com Engle e Granger (1987), se duas séries x_t e y_t (sem tendência ou intercepto) são integradas de ordem $I(1)$ qualquer combinação linear entre elas será $I(1)$. No entanto, quando existir um vetor A , tal que:

$$z_t = x_t - A y_t$$

É $I(0)$, Nesse caso, x_t e y_t são ditas cointegradas, e a relação acima expressa um equilíbrio de longo prazo entre as duas séries. Esse equilíbrio é, inclusive, compatível com as relações sugeridas pela teoria econômica. z_t , nesse caso, representa a extensão na qual o sistema se distancia do equilíbrio.

⁴³ Os valores para esses testes são propostos em Engle e Granger (1987).

duas variáveis apenas - são consideradas cointegradas quando o erro $e_t \sim I(0)$. Em outras palavras, duas variáveis de ordem de integração igual a um são cointegradas quando a equação de regressão gera resíduos estacionários em nível. O teste para o erro é o mesmo *augmented Dickey e Fuller* já descrito acima.

Assim a equação de cointegração - ou de longo prazo - será a seguinte:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t \quad (06)$$

O teste *ADF* será, portanto, aplicado sobre:

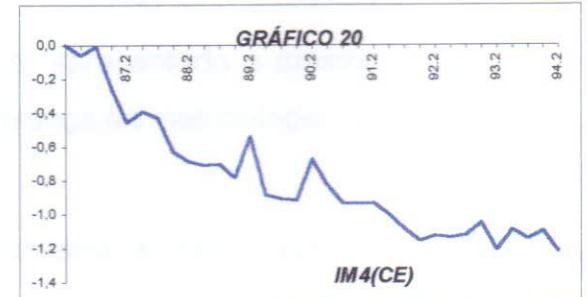
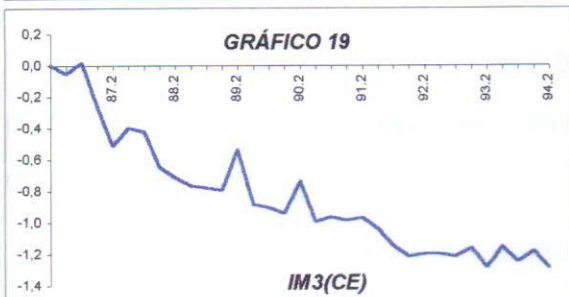
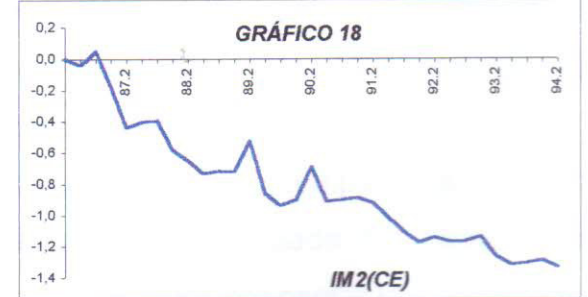
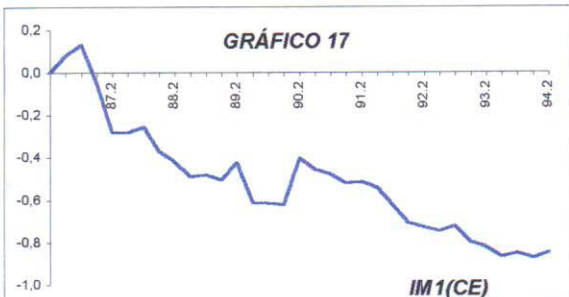
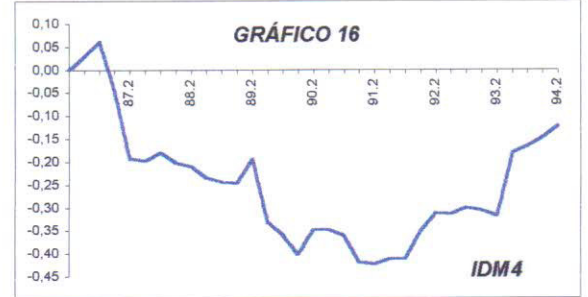
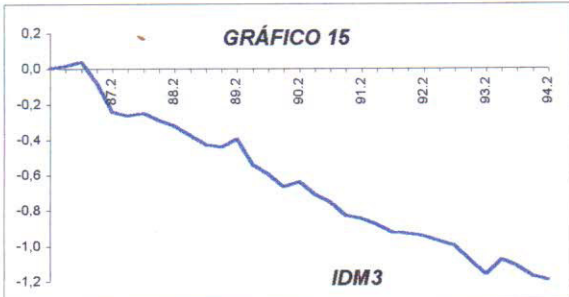
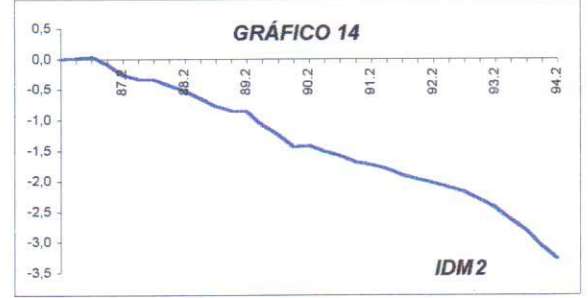
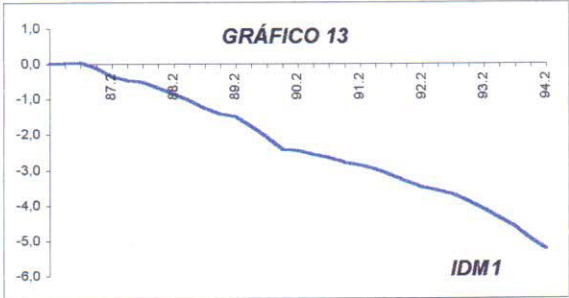
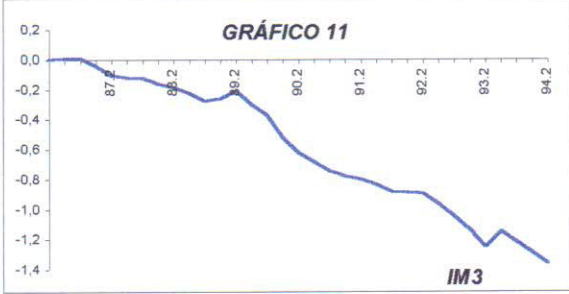
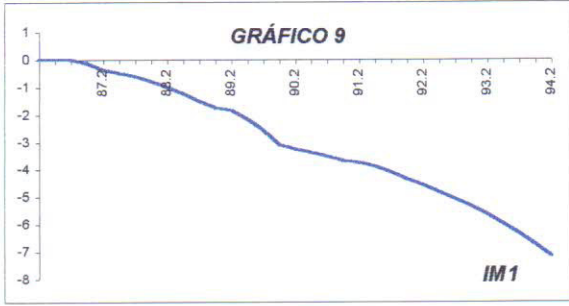
$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta \hat{e}_{t-i} + \xi_t \quad (07)$$

Onde ξ_t é um ruído branco.

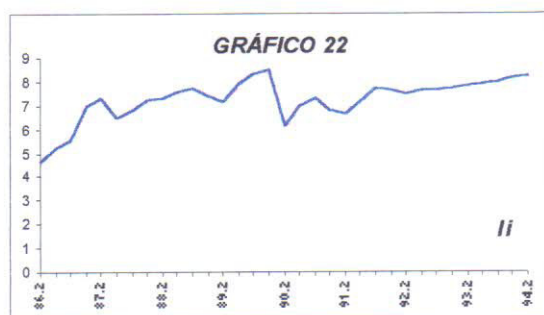
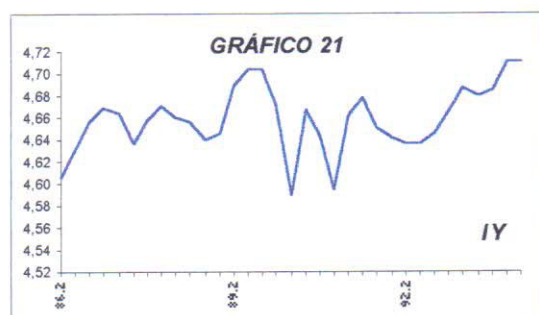
A teoria econômica, ao enfatizar a tendência ao equilíbrio entre duas variáveis no longo prazo, pode ser confirmada através desses testes. Com isso, as próximas seções tratam dos testes de raízes unitárias e cointegração para os novos agregados monetários, e outras variáveis selecionadas, com o objetivo de se encontrar as relações de longo prazo consistentes com as teorias econômicas relacionadas com o comportamento da demanda por moeda no Brasil.

3. Testes de Raízes Unitárias para os Novos Agregados Monetários e Variáveis Selecionadas

Nessa etapa do estudo sobre a estabilidade dos agregados monetários reais ponderados, o objetivo central é o estudo sobre a estacionaridade das séries que foram construídas no capítulo II. Essas séries, que foram apresentadas no capítulo anterior em intervalos mensais, estarão sendo trabalhadas, a partir de agora, em termos de suas médias trimestrais.



Renda Real e Taxa de Juros - 1986.2 - 1994.2 (em logaritmo)



Além disso, cada uma das medidas monetárias, calculadas em termos agregados no capítulo anterior, foi transformada em quatro outras medidas dentro do padrão clássico de agregação ($M1$, $M2$, $M3$ e $M4$), gerando os gráficos 9 a 20 que mostram sua evolução dentro do período amostral. E os gráficos 21 e 22 mostram a evolução das variáveis renda real, Y , (medida pelo PIB real) e taxa de juros nominais, i , (overnight - *SELIC* - para títulos federais).

Pela visualização simples dos gráficos, pode-se observar que as variáveis monetárias tiveram um comportamento explosivo. A tendência negativa revela a redução em termos de liquidez observada no período. Essa liquidez decrescente pode ser explicada pelos altos índices inflacionários do período, o que levou os agentes econômicos a se desfazerem dos ativos com maior grau de serviços monetários. Deve-se assinalar, com respeito à evolução da liquidez, que os agregados $M4$ e $DM4$ (gráficos 12 e 16) apresentaram uma reversão de tendência nos últimos anos do período amostral. Em média, essa reversão se deu em 90.2 (com maior ênfase em $M4$) devido ao choque provocado pelo Plano Collor. O agregado mais abrangente é o que assimila de forma mais completa as mudanças no setor financeiro da economia, já que incorpora a totalidade dos componentes monetários. Daí a maior sensibilidade desses agregados em captar tais mudanças.

O fato do agregado $M4(CE)$ não ter apresentado o mesmo comportamento pode ser entendido como resultado da diferença de metodologia no cálculo do custo de uso nesse agregado.

Como já foi observado no capítulo anterior, a reação dos agentes às bruscas mudanças nos rumos da política monetária, nesse agregado, leva um tempo para se perceber, de acordo com a metodologia empreendida por esse agregado. Pode-se,

então deduzir que as mudanças implementadas pelo Plano Collor, foram, de certa medida, de acordo com as expectativas dos agentes. A crise de credibilidade na moeda brasileira não foi revertida nesse Plano.

Os outros agregados mais restritos ($M1$, $M2$ e $M3$) têm um comportamento semelhante. O que se pode afirmar sobre a estacionaridade das séries monetárias é que, aparentemente, não há evidências de que sejam estacionárias em nível - isto é, essas séries não são $I(0)$. No tocante à renda e à taxa de juros, ambas têm comportamento muito volátil e, da mesma forma, pouca evidência de estacionaridade.

Os resultados dos testes de raízes unitárias para as variáveis listadas estão apresentados na tabela 6. Os testes DF utilizados foram os descritos pelas equações 01 a 03 - representados nas colunas τ , τ_α e τ_t , respectivamente. O teste ADF também foi calculado e encontra-se na coluna ADF (τ_t). O número de *lags* utilizados foi igual a 1 (em outras palavras, $m = 1$). Finalmente, os testes F estão representados pelas colunas ϕ_2 (para a hipótese de $\alpha, \beta, \rho, 0$, com $q = 3$) e ϕ_3 (para a hipótese de $\beta, \rho, 0$, com $q = 2$).

O parâmetro para identificar a ordem de integração de cada variável segue uma análise da significância conjunta de todos os valores encontrados. Na discussão da seção anterior, foi visto que duas variáveis só podem cointegrar quando possuem o mesmo grau de integração. Dessa forma, as variáveis $IM1$, $IM2$ e $IDM2$, por terem ordem de integração igual a 2, não podem cointegrar com as variáveis padrão renda e juros (ambas $I(1)$).

As demais variáveis apresentaram a mesma ordem de integração e serão utilizadas para a análise de cointegração na próxima seção. A relação prioritária para essa análise será entre os agregados monetários e a renda real, na tentativa de encontrar uma relação de longo prazo estável para a demanda por moeda em termos reais.

TABELA 6

Testes de Raízes Unitárias para Agregados Monetários Reais (simples e ponderados) e Variáveis Seleccionadas*

Variável	τ	τ_{α}	τ_{τ}	ADF (τ_{τ})	ϕ_2	ϕ_3
IM1	9,47	3,34	- 1,29	- 1,50	4,19	2,14
Δ IM1	- 0,42	- 2,67	- 3,05	- 3,18	3,66	5,05
Δ^2 IM1	- 5,90	- 5,93	- 5,82	- 4,55	6,97	10,44
IM2	9,71	3,75	0,46	- 0,60	2,76	1,38
Δ M2	- 0,32	- 2,16	- 2,70	- 2,44	2,39	3,01
Δ^2 M2	- 6,40	- 6,48	- 6,37	- 4,67	7,35	11,01
IM3	4,07	0,77	- 2,48	- 2,56	6,81	3,62
Δ IM3	- 3,00	- 4,81	- 4,84	- 3,83	4,94	7,34
IM4	0,33	0,31	- 0,37	- 0,73	1,53	1,95
Δ IM4	- 4,26	- 4,31	- 4,85	- 3,76	4,73	7,09
IDM1	8,15	2,25	- 1,52	- 2,07	6,19	2,78
Δ IDM1	- 1,05	- 3,56	- 3,71	- 3,91	5,34	7,69
IDM2	7,82	2,48	- 0,50	- 0,97	5,20	1,56
Δ DM2	- 1,37	- 3,76	- 4,11	- 3,36	4,05	5,64
Δ^2 DM2	- 7,90	- 7,90	- 7,75	- 5,00	8,49	12,68
IDM3	2,79	- 0,87	- 2,87	- 3,28	9,78	5,97
Δ DM3	- 3,92	- 5,87	- 5,91	- 6,47	14,10	21,11
IDM4	- 0,45	- 1,81	- 0,70	- 1,05	2,54	3,70
Δ DM4	- 4,77	- 4,73	- 5,70	- 5,77	11,25	16,88
IM1(CE)	0,88	- 1,48	- 2,29	- 2,84	4,71	4,76
Δ IM1(CE)	- 5,05	- 5,61	- 5,69	- 5,02	8,58	12,86
IM2(CE)	1,08	- 1,64	- 3,13	- 3,05	5,61	5,26
Δ IM2(CE)	- 5,79	- 6,54	- 6,60	- 5,34	13,94	20,89
IM3(CE)	0,75	- 1,96	- 3,16	- 2,55	5,04	4,47
Δ IM3(CE)	- 7,05	- 7,83	- 8,09	- 6,45	12,60	18,88
IM4(CE)	0,80	- 2,01	- 3,07	- 2,53	4,92	4,38
Δ IM4(CE)	- 6,82	- 7,58	- 7,83	- 6,14	11,59	17,37
IY	0,56	- 3,58	- 3,68	- 3,49	4,22	6,14
Δ IY	- 6,55	- 6,49	- 6,39	- 6,16	8,27	12,40
li	0,69	- 3,54	- 3,79	- 3,84	5,17	8,42
Δ li	- 5,97	- 6,03	- 6,01	- 5,56	10,31	15,48

Valores Críticos**

1 %	- 2,64	- 3,66	- 4,28	- 4,28	8,21	10,61
5 %	- 1,95	- 2,96	- 3,56	- 3,56	5,68	7,24
10%	- 1,62	- 2,62	- 3,21	- 3,21	4,67	5,91

(*) Todas as variáveis escolhidas estão expressas em logaritmo natural; IY é o logaritmo natural da renda real (PIB real) e li é o logaritmo natural da taxa de juros de overnight (SELIC). Os demais agregados monetários já foram identificados no capítulo 2.

(**) Valores críticos tabelados por MacKinnon para rejeição da hipótese de uma raiz unitária⁴⁴.

⁴⁴ Os valores variam de acordo com o tamanho da amostra e com o número de parâmetros estimados. Eles são fornecidos pelo programa econométrico utilizado neste trabalho: EViews - Econometric Views versão 2.0.

4. Testando Cointegração para os Agregados Monetários, Renda Real e Juros

O primeiro estágio para a realização do teste de cointegração é estimar uma regressão entre as duas variáveis em questão. Dessas regressões, verifica-se a estimativa de Durbin e Watson para um primeiro teste. Após isso, o segundo estágio é desenvolvido no sentido de testar, pelo critério *ADF*, a ordem de integração dos resíduos das equações de cointegração (sendo $e_{it} \sim I(0)$, o resultado, as variáveis cointegram).

A equação de longo prazo a ser estimada no primeiro estágio será a seguinte:

$$M_{it} = \alpha + \beta Y_t + e_{it}$$

Onde M_{it} é o agregado monetário que será estimado em função da renda real, Y_t , e e_{it} é o resíduo resultante dessa estimação.

As variáveis que foram utilizadas - por serem da mesma ordem de integração da renda real, Y - foram: *IM3*, *IM4*, *IDM1*, *IDM3*, *IDM4*, *IM1(CE)*, *IM2(CE)*, *IM3(CE)* e *IM4(CE)*. Todas elas são integradas de primeira ordem. Os resultados do 1º. estágio estão apresentados na tabela 7 abaixo:

TABELA 7
Teste de Cointegração entre Moeda e Renda: 1º. Estágio
Estimação de Equações de Longo Prazo

Equação	Variáveis	Coeficientes		DW
		Constante	Y	
1	IM3	17,23790	- 3,826687	0,110
2	IM4	- 10,67720	2,294490	0,435
3	IDM1	75,41147	- 16,677430	0,137
4	IDM3	16,35852	- 3,648921	0,120
5	IDM4	- 1,12208	0,187448	0,171
6	IM1(CE)	16,02826	- 3,549552	0,261
7	IM2(CE)	21,01879	- 4,686375	0,181
8	IM3(CE)	17,07441	- 3,844736	0,186
9	IM4(CE)	16,85785	- 3,788689	0,197

Valores Críticos para teste CRDW⁴⁵:

1%	0,511
5%	0,386
10%	0,322

⁴⁵ Os valores críticos para o teste Durbin Watson corrigido (CRDW) podem ser encontrados em Engle e Granger (1987), p.269.

Os resultados do CRDW não são favoráveis à cointegração para nenhuma variável, exceto *IM4* (ao nível de significância de 5%). No entanto, deve-se proceder ao teste pelo método ADF para os resíduos no 2º. estágio. Os resultados do teste de raízes unitárias para os resíduos das equações 1 a 9 são mostrados na tabela 8, logo abaixo:.

TABELA 8

Teste de Cointegração para Variáveis Seleccionadas: 2º. Estágio
Teste de Raízes Unitárias para os Resíduos

Variável*	τ
\hat{e}_{1t}	- 0,82
\hat{e}_{2t}	- 1,82
\hat{e}_{3t}	- 4,11
\hat{e}_{4t}	- 1,35
\hat{e}_{5t}	- 2,32
\hat{e}_{6t}	- 2,22
\hat{e}_{7t}	- 1,80
\hat{e}_{8t}	- 1,92
\hat{e}_{9t}	- 1,92
Valor Crítico:	- 1,95

(*) \hat{e}_{it} é o resíduo da i-ésima equação.

Pelos resultados apresentados pela tabela 8 apenas três relações podem ser cointegradas entre encaixes reais e renda real, quais sejam: *IDM1*, *IDM4*, *IM1(CE)*. Dessa forma, pode-se fazer estimações utilizando-se dessas variáveis com o objetivo de encontrar uma relação estável entre encaixes reais e renda real.

Na construção dos agregados ponderados, foram utilizadas taxas de juros para a composição do custo de oportunidade de cada ativo incluído na agregação. A exceção se faz para os agregados restritos que não são remunerados, ou que não possuem retorno pecuniário. Dessa forma a taxa de juros só pode ser utilizada como variável explicativa - além da renda real - quando a estimacão feita for relativa a esses agregados. Assim, o próximo passo é testar cointegração entre as variáveis (já cointegradas com a renda) e a taxa de juros, a saber: *IDM1* e *IM1(CE)*.

A regressão de longo prazo será a seguinte:

$$M1_{it} = \alpha + \beta i_t + e_{it}$$

Onde $M1_{it}$ é o agregado monetário restrito utilizado, e_{it} é o resíduo associado à regressão e i_t a taxa de juros. Os resultados podem ser observados nas tabelas 9 e 10.

TABELA 9

Testes de Cointegração entre Moeda e Juros: 1º. Estágio
Estimação de Equações de Longo Prazo

Equações	Variáveis	Coeficientes		DW	
		Constante	i		
10	IDM1	5,960953	- 1,138410	0,293	
11	IM1(CE)	1,375610	- 0,260093	0,637	
Valores Críticos para teste CRDW:					
				1%	0,511
				5%	0,386
				10%	0,322

Pelos resultados apresentados na tabela 9, observa-se que, pelo teste de Durbin Watson corrigido, apenas o agregado de equivalência monetária ($IM1(CE)$) guarda uma relação de equilíbrio de longo prazo com a taxa de juros. Porém, cabe analisar o teste *ADF* para os resíduos dessas equações. Os resultados desse teste estão apresentados na tabela 10:

TABELA 10

Testes de Cointegração entre Moeda e Juros: 2º. Estágio
Teste de Raízes Unitárias para os Resíduos

Variável*	τ
\hat{e}_{10t}	- 1,12
\hat{e}_{11t}	- 2,21
Valor Crítico:	- 1,95

(*) Onde \hat{e}_{it} é o resíduo da i -ésima equação

O teste *ADF* para os resíduos confirmou os resultados do teste *CRDW*. Assim, em termos de agregados restritos, a única variável que pode ser estimada como função da renda real e da taxa de juros, conjuntamente, será $IM1(CE)$.

Com isto, restaram apenas $IDM4$ e $IM1(CE)$ para a estimação de uma função de demanda por moeda. No primeiro caso, a demanda por moeda enfocada abrange todos os ativos financeiros (por se tratar de um agregado amplo) incluindo moeda e quase-moeda. Os resultados atribuídos à segunda variável permitem que se faça a

tentativa de encontrar uma função de demanda por encaixes reais dentro de um estilo mais tradicional de funções de demanda por moeda. Assim, a próxima seção trata de gerar estas estimativas e analisar os resultados num ponto de vista econométrico.

5. Estimação de uma Função de Demanda por Moeda para o Brasil

Uma vez testada a cointegração entre as variáveis $IM1(CE)$ e $IDM4$ com relação a renda real e juros, pode-se proceder à estimação das regressões de acordo com o método comum (mínimos quadrados ordinários); a especificação pode seguir uma orientação tradicional (dentro das abordagens de transações). Assim, a demanda por encaixes reais pode ser entendida pela seguinte função:

$$M_t^d = f(Y_t, i_t, M_{t-1}^d)$$

Onde: M_t^d é o agregado $M1$ de equivalência monetária, Y_t é a renda real e i_t é a taxa de juros.

De acordo com essa especificação o agregado monetário relevante para a estimação é o mais restrito, qual seja, $IM1(CE)$. Conquanto, o resultado é o seguinte:

$$\hat{IM1}(CE)_t = 0,144775 \hat{Y}_t - 0,115741 \hat{i}_t + 0,705404 \hat{IM1}(CE)_{t-1}$$

(0,026813) (0,019205) (0,051076)

n = 32

F = 327,6040

R² = 0,96

DW = 1,67

Os coeficientes da renda real e da taxa de juros são significativos e mostram os sinais esperados pela teoria, e a regressão não apresenta auto-correlação dos

resíduos (expressa pela estatística de Durbin Watson). O poder de explicação das variáveis exógenas está reportado pelo coeficiente de determinação com um grau de 96% de ajustamento entre os dados observados e a reta amostral. O que mostra que o conjunto de variáveis explicativas explicam bem a variável endógena - a demanda por encaixes reais. O intercepto não se mostrou significativo, e sua presença altera o sinal do coeficiente da renda (contrariando a teoria) que, ao final, se tornava insignificante.

6. Ponderações sobre os Resultados Empíricos

Neste capítulo foram feitos os testes, usando alguns conceitos econométricos, sobre a estabilidade das séries monetárias calculadas no capítulo II. O conceito de estabilidade foi retomado da discussão do capítulo I com o objetivo de se estabelecer os testes necessários à sua análise.

Assim, foram aplicados vários testes de raízes unitárias a todas as variáveis - incluindo aquelas que foram utilizadas como explicativas numa provável equação de demanda por moeda para o Brasil, no período de 1986.2 a 1994.2. A segurança de que as variáveis envolvidas no estudo tivessem a mesma ordem de integração era necessária aos testes de cointegração (que tem ligação direta com o conceito de estabilidade aqui utilizado).

Como resultado dos primeiros testes, apenas três variáveis monetárias apresentavam tendência comum de longo prazo com as variáveis explicativas (essencialmente renda e juros). Como os testes de Engle e Granger são, normalmente, utilizados para análise de cointegração entre duas variáveis, testou-se os agregados monetários restritos contra renda e, depois, contra juros. A única restante foi o agregado *M1* de equivalência monetária.

Os resultados econométricos apontaram essa variável como a mais indicada (dentre as estudadas nesse trabalho) para análises de demanda por moeda. Esse resultado empírico rejeita a hipótese inicial desse trabalho - segundo a qual os agregados ponderados pelo custo de oportunidade dos ativos financeiros são mais

eficazes em estudos sobre demanda por moeda (especialmente em economias, como a brasileira, que apresentam grande instabilidade econômica (altas taxas de inflação e volatilidade da taxa de juros). Bem como para a explicação dessa demanda em épocas de intensas modificações nos padrões monetários e no sistema financeiro.

Essa conclusão é válida na medida em que o agregado M1(CE) tem fator de ponderação igual à unidade (conforme sua derivação apresentada no capítulo II), não importando nenhuma relação com os juros na sua construção.

Essa rejeição foi decorrente do fato dos resultados empíricos não terem comprovado a superioridade (em termos de estabilidade) dos agregados ponderados pelo custo de oportunidade. Quanto a isso, cabe mencionar trabalho desenvolvido por Rossi (1993), o qual reconheceu a dificuldade de se estudar estabilidade da demanda por moeda com os agregados Divisia por causa da questão da estacionaridade das séries. Em seu estudo, as variáveis não revelaram-se integradas na mesma ordem, impossibilitando os testes de cointegração.

Nesse sentido, os resultados obtidos aqui geraram alguns agregados ponderados com a mesma ordem de integração com as variáveis explicativas padrão (renda e juros) - um avanço, considerando aquele trabalho de Rossi. Contudo, nos testes de cointegração, apenas o agregado Divisia-M4 mostrou-se cointegrado com a renda real.

Não se pode obter conclusões mais definitivas sobre a questão da estabilidade deste estudo por causa das características da amostra utilizada. Em primeiro lugar, deve-se reconhecer, que o número de observações é muito curto e, em segundo, o período de tempo escolhido, bastante conturbado, aliou estagnação econômica com aceleração inflacionária. Assim, para se tirar conclusões mais definitivas sobre o assunto, o tamanho amostral tem de ser ampliado e submetido a outros testes mais eficazes⁴⁶.

⁴⁶ Para períodos amostrais longos, os testes de raízes unitárias mais adequados sobre estacionaridade são os de Phillips-Perron. Estes testes são eficazes, especialmente, para amostras longas que apresentam *crash* (mudanças de intercepto e reversão de tendência). Com relação especial a estes testes, ver Perron (1989).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

→ O objetivo principal desse trabalho é a construção dos novos agregados ponderados - *Divisia* e *Currency Equivalent (CE)* - para o Brasil, e a tentativa de se estimar (a partir desses novos agregados) uma função estável de demanda por moeda.

No primeiro capítulo, discutiu-se sucintamente algumas teorias de demanda por moeda, procurando identificar as variáveis que dão explicação para o seu comportamento. Nesse sentido, essas teorias foram classificadas em transações e portfólios. No primeiro conjunto de teorias, destaca-se a clássica regra da raiz quadrada de Baumol e Tobin. Por essa teoria, a demanda por encaixes reais seria explicada através do comportamento conjunto da taxa de juros (com influência negativa), a renda real (geralmente medida pelo PIB em trabalhos empíricos), o nível de preços e um custo de corretagem.

No segundo grupo de teorias - de portfólios - destacam-se a reformulação da teoria quantitativa da moeda (por Friedman, 1956) a qual explica a demanda por encaixes nominais pelo comportamento da taxa de juros, da taxa de inflação, do nível da renda (usando a medida da renda permanente como melhor aproximação para riqueza) e do nível de preços. Outras variáveis são consideradas, mas não se mostraram empiricamente eficientes.

A teoria da seleção de carteiras (ou aversão ao risco) de Tobin (1958) considera que os indivíduos selecionam seus portfólios no sentido de maximizar a utilidade relacionada aos retornos esperados. As variáveis-chave que explicam o comportamento da demanda por moeda (considerada, agora, como um conjunto de ativos financeiros que desempenham a função de moeda) seriam a taxa de juros e a riqueza.

De uma maneira geral, essas teorias costumam explicar a demanda por moeda através do comportamento de variáveis comuns. Dessa forma, um saldo dessa primeira parte do primeiro capítulo para a estimação da função de demanda

por encaixes reais, será o uso do nível de preços, do nível da renda e da taxa de juros como variáveis explicativas numa análise parcial.

A segunda parte do primeiro capítulo trata da questão da estabilidade da função de demanda por moeda e de sua importância na execução da política monetária. Com isso, definiu-se estabilidade num contexto mais amplo da análise do equilíbrio, a saber, que ela expressa um comportamento de longo prazo entre as variáveis selecionadas através da convergência para um ponto ou tendência determinados. Assim, o conceito de estabilidade utilizado nesse trabalho traz a noção do ajustamento global de longo prazo.

Em suma, o primeiro capítulo trata das questões teóricas relevantes para estudos sobre a estabilidade da função de demanda por moeda. Estes estudos, de maneira tradicional, geralmente se utilizam de conceitos de moeda calculados a partir de índices de soma simples. Esses índices não consideram as características individuais dos ativos financeiros em termos de sua liquidez e taxas de remuneração.

Nesse caminho, o ponto de partida do segundo capítulo é a crítica de Friedman e Anna Schwartz sobre a agregação monetária convencional. Eles afirmaram que a agregação monetária por soma simples é apenas um caso especial da abordagem geral - que consiste na atribuição de diferentes níveis de serviços monetários aos ativos financeiros componentes da agregação. A partir destas considerações, sugerem o uso de ponderadores medindo o grau de serviços monetários de cada ativo componente. Barnett (1980) derivou essas ponderações que variavam de zero à unidade e construiu agregados monetários através de um índice Divisia (índice de preços e quantidades). A metodologia de agregação monetária conhecida como "agregados Divisia" é demonstrada nesse capítulo, incluindo sua relação com a teoria microeconômica (uma vantagem especial desses agregados).

Uma segunda metodologia de agregação monetária com ponderação é também apresentada. Os agregados de equivalência monetária (*currency equivalent* - CE) consistem na derivação de ponderadores que seriam aplicados diretamente

sobre os estoques de ativos financeiros⁴⁷. A discussão teórica do capítulo II finaliza com uma comparação entre as duas metodologias. Em resumo, a diferença fundamental deriva do fato dos agregados *CE* tratarem das modificações nas composições de carteiras de forma imediata às variações nas taxas de juros. Teoricamente, os consumidores não reagem sempre à modificações nas taxas de juros. Essa questão não pode ser observada nos agregados *Divisia* porque esses agregados só consideram o efeito das variações nas taxas de juros sobre os portfólios quando esses variam realmente (isso é considerado no uso de taxas de crescimento ao invés de estoques na agregação *Divisia*).

Na 6ª. seção do segundo capítulo, passa-se à construção dos agregados monetários para o caso brasileiro - para o período de abril de 1986 a junho de 1994. Inicialmente, calcula-se os custos de oportunidade (*proxi* do preço dos ativos financeiros) para as três metodologias (incluindo a soma simples com o objetivo de se estabelecer comparações). Esses custos são apresentados nas tabelas 1, 2 e 3. Após isso, procede-se à agregação propriamente dita. Os novos agregados ponderados são demonstrados na tabela 4.

Em análise inicial, verificou-se a habilidade de cada agregado em medir o nível de liquidez na economia. O comportamento dos agregados ponderados⁴⁸ se mostrou mais compatível com a teoria na medida em que apresentaram tendência negativa no período estudado (marcado por grande instabilidade de preços). A tendência negativa da liquidez pode ser explicada pela tentativa dos consumidores em manterem ativos remunerados - portanto menos líquidos - em suas carteiras como forma de proteção contra as desvalorizações da moeda. O agregado de soma simples revelou um tendência positiva contrariando essa análise.

Outra avaliação foi feita no sentido da mensuração da relação entre velocidade de circulação da moeda e taxa de juros. Como o agregado estudado é o mais ampliado, é de se esperar que quanto maior for a taxa de juros, mais os indivíduos substituem ativos líquidos por ativos remunerados. Assim, a relação esperada entre velocidade e taxa de juros deve ser positiva. Entre os agregados calculados, o de soma simples foi o único que contrariou essa proposição.

⁴⁷ Os agregados *Divisia*, pela própria definição desse índice, utilizam os ponderadores sobre as taxas de crescimento dos estoques de ativos financeiros.

A variância dos custos de oportunidade dos ativos financeiros também revelam o grau de modificação dos portfólios dos consumidores. Nesse sentido, a tabela 5 mostra que as maiores variâncias são atribuídas aos custos de oportunidade dos agregados ponderados. A explicação disso decorre do fato de que, em épocas de grande volatilidade das taxas de juros nominais (como se caracterizou o período estudado), é de se esperar que as variâncias desses custos sejam maiores devido à intensa recomposição de carteiras por parte dos indivíduos e ao fato dos ativos financeiros não serem perfeitos substitutos entre si.

A análise de liquidez, portanto, mostra-se mais completa com o uso dos agregados ponderados. Conquanto, em termos da relação entre inflação e taxa de crescimento monetário, a volatilidade dessas taxas são um importante indicador. Nesse sentido, os agregados Divisia e Equivalência Monetária tiveram um comportamento mais volátil, mostrando, assim, os efeitos da aceleração inflacionária. Com isso, mais uma vez, os agregados ponderados (e, nesse aspecto, os agregados de equivalência monetária, são superiores aos Divisia) mostraram-se capazes de estabelecer uma relação consistente com a teoria econômica.

Como foi visto, esse trabalho tem demonstrado alguma superioridade dos agregados ponderados com relação aos agregados convencionais. Essa superioridade é testada no capítulo 3 através do estudo da estabilidade das séries desses agregados e de uma provável função de demanda por encaixes reais para o Brasil no período analisado.

Um primeiro passo na preparação das séries para os estudos sobre estacionaridade, raízes unitárias e cointegração, foi a transformação dos dados mensais em trimestrais e a desagregação dentro do padrão tradicional. Dessa forma, pôde-se estudar doze séries diferentes de agregados monetários reais: $M1$, $M2$, $M3$ e $M4$; $DM1$, $DM2$, $DM3$ e $DM4$; $M1(CE)$, $M2(CE)$, $M3(CE)$ e $M4(CE)$.

A discussão teórica sobre os testes utilizados, está apresentada na segunda seção que estabelece o uso dos testes de Dickey e Fuller (DF), e augmented Dickey-Fuller (ADF), além dos testes F , e dois diferentes testes de cointegração (Durbin Watson corrigido e ADF).

⁴⁸ Nessa análise, utilizou-se apenas os agregados ampliados ($M4$).

A análise de cointegração testou a relação de longo prazo entre cada um dos agregados e a renda real. Nestes testes, apenas três variáveis monetárias obtiveram resultados satisfatórios. Destas, duas eram agregados restritos (*DM1* e *M1(CE)*) e outra ampliado (*DM4*). Após isso, testou-se cointegração entre as variáveis restritas e a taxa de juros (o agregado ampliado não foi utilizado porque seu cálculo já inclui os juros - os diferenciais de juros - nas ponderações). Assim, apenas, a série do agregado restrito de equivalência monetária cointegrou com ambos: juros e renda.

Uma vez efetuados os testes de cointegração, a estimação foi realizada e pôde-se encontrar uma equação de demanda por encaixes reais (dentro dos padrões teóricos tradicionais que analisam a moeda apenas em sua definição mais restrita) com bons indicadores econométricos. Apesar disso, a análise do segundo capítulo salienta a superioridade dos agregados ampliados em estudos sobre a liquidez. Nesse sentido, o uso de agregados ampliados - se não mostraram-se eficientes nos resultados estimados - é o mais apropriado em economias nas quais o sistema financeiro ainda está em desenvolvimento.

Em suma, a hipótese sobre a superioridade dos agregados ponderados para estudo sobre estabilidade pôde ser apenas parcialmente confirmada - já que os agregados Divisia não puderam ser estimados contra renda e juros pelo fato de não serem cointegrados⁴⁹.

Essas conclusões não têm caráter definitivo por causa de algumas questões relacionadas ao tamanho da amostra, e à especificidade do período analisado (caracterizado por estagnação econômica e aceleração inflacionária).

No caso do tamanho da amostra, cabe acrescentar que o número muito pequeno de observações utilizado (33 observações) não maximiza os resultados dos testes e, ao mesmo tempo, não permite o uso de testes mais sofisticados na análise da estacionaridade das séries (é o caso do teste Phillips-Perron para raízes unitárias). Pode-se sugerir, a título de trabalhos futuros nessa linha, a ampliação do período amostral, incluindo os períodos pós-real e pré-cruzado.

⁴⁹ As estimações feitas com Divisia *M4* não apresentaram resultados satisfatórios em termos dos sinais dos parâmetros das variáveis explicativas, bem como em termos de sua significância.

É importante ainda observar que a complexidade das relações econômicas pode tornar os testes ineficientes dadas as hipóteses utilizadas. Nas estimações de demanda por moeda é comum utilizar-se de apenas uma equação com uma variável endógena (a própria moeda) e algumas variáveis exógenas (tais como nível de preços, *PIB* e juros). No entanto, algumas dessas variáveis podem não se apresentarem necessariamente como exógenas. No caso das estimações feitas no capítulo III, observe-se que esse foi o procedimento utilizado.

Uma forma de aperfeiçoar a análise e torná-la mais próxima da realidade é o uso de análise de causalidade e testes de exogeneidade. Nesse sentido, o estudo se enriqueceria pela possibilidade de se obter respostas quanto aos fatores que causam os movimentos das variáveis no tempo, bem como qual a direção provável entre causa e efeito das variáveis utilizadas. Esse tipo de estudo levaria a uma maior precisão no uso dos instrumentos de política monetária no sentido da previsão das flutuações das variáveis relevantes.

Outro fator que, de certa forma, torna a análise mais restrita, é o conceito de estabilidade enquanto processo de ajustamento global e tendências coincidentes entre variáveis. Pela análise de cointegração, utilizam-se procedimentos paramétricos relacionados à estimação linear. Na prática, essa hipótese de linearidade pode não se confirmar. Nesse sentido, a análise não-paramétrica de estimadores não-lineares representa uma segunda alternativa no sentido do aperfeiçoamento da análise desenvolvida.

Ainda no que diz respeito às técnicas econométricas, outra sugestão a ser feita leva em consideração a elaboração de modelos *VAR* (de vetores autorregressivos) os quais consideram um mecanismo de correção de erro - como proposto por Engle e Granger (1987). Em termos econômicos isso equivale à introdução de elementos que permitem o estudo sobre as respostas dos agentes aos erros de avaliação cometidos em períodos anteriores.

Esse procedimento tem uma vantagem especial nos estudos monetários que incluem ponderações na agregação. Pelo que foi visto, a composição das carteiras dos indivíduos é selecionada a partir de uma função de utilidade maximizada. Nesse sentido, o consumidor escolhe os ativos de composição seus portfólios de acordo com o grau de liquidez, a rentabilidade e o risco incorrido (que também guarda relação

com a própria rentabilidade) na aplicação. Pode-se acrescentar a isso o fato do indivíduo aprender com o tempo e com sua própria experiência. Os riscos seriam levados à um nível mínimo quando o tempo tendesse para o infinito⁵⁰. Assim, o mecanismo de correção de erro se apresenta como um bom instrumento de análise.

Uma última observação a ser levantada diz respeito ao cálculo das ponderações dos diferentes ativos componentes dos agregados monetários. Esse cálculo poderia ser feito através do uso de modelos estruturais com parâmetros variantes no tempo. Igualmente aos agregados construídos, essa outra metodologia oferece a vantagem de levar em conta as modificações no sistema, bem como outras modificações estruturais no ambiente econômico. Além disso, estaria incluído no agregado a possibilidade da correção, por parte dos agentes, de erros incorridos no passado⁵¹.

⁵⁰ Não se esqueceu aqui que o tempo de vida do indivíduo é finito. Nesse sentido, cabe a formalização dessa restrição numa função intertemporal de demanda por moeda (ou por ativos financeiros).

⁵¹ Tecnicamente isso pode ser alcançado pelo uso do filtro de Kalman.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALENCAR, Leonardo Soriano de. **Modelos de correção de erros para as exportações brasileiras**. Dissertação de Mestrado apresentada ao Mestrado em Economia da UNB, 1995.
- ARCHER, S. H., D'AMBROSIO, C. A. **The theory of business finance: a book of readings**. The Macmillan Company, 1967.
- BARBOSA, Fernando de Holanda. A demanda por moeda no Brasil: uma resenha da evidência empírica. **Pesquisa e Planejamento Econômica**. V. 8, n. 1, abr. 1978.
- BARNETT, W. Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory. **Journal of Econometrics**, v.14, n.1, 1980.
- BARNETT, W., OFFENBACHER, Edward e SPINDT, Paul. New aggregated money. **Journal of Finance**, maio, 1981.
- BARNETT, W. A., FISHER, Douglas, SERLETIS, Apostolos. Consumer theory and the demand for money. **Journal of Economic Literature**, v. XXX, dez. 1992.
- BAUMOL, W. The transaction demand for money: na inventory theoretic approach. **Quarterly Journal of Economics**, nov. 1952.
- BLANCHARD, O. J., FISCHER, S. **Lectures on macroeconomics**. London: MIT Press, 1989.
- BOORMAN, John T., e HAVRILESKY, Thomas M. **Money supply, money demand and macroeconomics models**. Boston: Allyn and Bacon, 1973.
- CARDOSO, Eliana. Uma equação para demanda por moeda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.11, n.3, p. 617 - 636, dez/1981.
- CHICK, Victoria. **Macroeconomics after Keynes: a reconsideration of the general theory**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1983.
- DANTAS, Régis Façanha. **Hipóteses da liberalização financeira no Brasil: uma averiguação empírica (1964 - 1994)**. Fortaleza, 1996. Dissertação de Mestrado

apresentada ao Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste - CAEN - Universidade Federal do Ceará.

DICKEY, David A. e FULLER Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. V. 49, n. 4, jul. 1981.

DIEWERT, W. Erwin. Exact superlative index numbers. *Journal of Econometrics*. V. 4, n. 2, maio 1976.

DONOVAN, Donal J. Modeling the demand for liquid assets: na application to Canada. *International Monetary Fund Staff Papers*. V. 25, n. 4, dez. 1978.

DORNBUSCH, R. , FISCHER, S. *Macroeconomia*. 5.ed. São Paulo: Mc Graw Hill, 1991.

DRISCOLL, Michael J., e FORD, J. L. The stability of demand for money function and predictability of the effects of monetary policy. *The Economic Journal*, v. 90, n. 360, dez. 1980.

ENGLE, Robert F. e GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, n. 2, mar. 1987.

FAIR, Ray C. International evidence on demand for money. *The Review of Economics and Statistics*. V. 69, n. 3, ago. 1987.

FEIGE, Edgar L., PEARCE, Douglas K. The substitutability of money and near-monies: a survey of the time-series evidence. *Journal os Economic Literature*, v. 15, jun. 1977.

FERREIRA, Aurélio Buarque de Holanda. *Novo dicionário da língua portuguesa*. 2.ed. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 1986.

FISCHER, Douglas. The demand for money i Britain: quaterly results - 1951 to 1967. *The Manchester School*. V. 36, dez. 1968.

_____. *Money demand and monetary policy*. 4.ed. The University Press, 1992.

FISHER, Irving. *The purchasing power of money*. New York: Macmillan, 1911.

_____. *The making of index numbers: a study of their varieties, tests, and reliability*. Boston: Houghton Mifflin, 1922.

- FRIEDMAN, M. **The Quantity theory of money**: a restatement. In: FRIEDMAN, Milton. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University Press, 1956.
- _____. The demand for money: some theoretical and empirical results. **Journal of Political Economy**. V. 36, n. 4, ago. 1959.
- FRIEDMAN, M. e SCHWARTZ, Anna J. **Monetary statistics of the United States**: estimates, sources, methods. New York: Columbia University Press, 1970.
- GANDOLFO, Giancarlo. **Stability**. In: *The New Palgrave*. New York: Macmillan, 1991. p.461-464.
- GOLDFELD, Stephen M. The demand for money revisited. **Brookings Papers on Economic Activity**. v. 3, 1973.
- GORMAN, W. M. **Separability**. In: *The New Palgrave*. New York: Macmillan, 1991. p. 305 - 311.
- HUTT, W. H. **Keynesianism**: retrospect and prospect. Chicago: Henry Regney, 1963.
- JUDD, John P. e SCCADING, John L. The search for a stable money demand function: a survey of the post - 1973 literature. **Journal of Economic Literature**, v. XX, set. 1982.
- JUDGE, G., HILL, R. C., GRIFFITHS, W. E. **Learning and practicing econometrics**. John Willey & Sons, 1993.
- KAHN, Mohsin S. The term of structure of interest rates in money demand models: a further analysis. **Economic Letters**. v. 6, n. 3, 1974.
- KMENTA, Jan. **Elementos de econometria**: teoria econométrica básica. São Paulo: Atlas, v.2, 1994.
- LAIDLER, D. **The demand for money**: theories and evidence. ITC, 1970.
- LAUMAS, G. S. e SPENCER, David E. The stability of the demand for money: evidence from the post - 1973 period. **Review of Economic Statistics**. V. 62, n. 3, ago. 1980.
- MADDALA, G. S. **Introduction to econometrics**. New York: Macmillan, 1992.

- MCCALLUM, B.T., GOODFRIEND, M.S. **Demand for money**: theoretical studies. The New Palgrave.
- MELTZER, Alain. The demand for money: the evidence from the time series. **Journal of Political Economy**. v. 71. Jun.1963.
- MILLER, Merton H. e ORR, Daniel. A model of the demand for money by firms. **Quarterly Journal of Economics**. V. 80, n. 3, ago. 1966.
- NIEHANS, J. **The theory of money**. Baltimore: Johns Hopkins University, 1978.
- PATINKIN, Don. **Money, interest and prices**: an integration of monetary and value theory. 2.ed. New York: Harper & Row, 1965.
- PIGOU, A. C. **The value of money**. The Quarterly Journal of Economics. v.32, nov. 1917.
- PERRON, P. The great crash, the oil shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**. v.57, n.6, nov. 1989.
- PORTUGAL, Marcelo S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v.22, n.3, p.501 - 540, dez, 1992.
- ROLEY, V. Vance. Money demand predictability. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 17, n. 4, nov. 1985.
- ROSSI, J. W. A demanda por moeda no Brasil: o que aconteceu a partir de 1980 ?. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18(1), abr.1988.
- _____. Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.23, n.2, ago.1993.
- _____. **Indicadores de liquidez**: agregação monetária com o índice Divisia. Perspectivas da Economia Brasileira - 1994. Rio de Janeiro: IPEA, CAP. 8, P. 155 - 170, 1993.
- _____. **A demanda por moeda no Brasil**: uma análise de co-integração. IPEA, TD. n. 325, nov. 1993.
- ROSSI, J. W., e SILVA, Maria da Conceição. **Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil**. IPEA, TD. n. 210, fev. 1991.

- ROTEMBERG, J.J. et al. Money , output and prices: evidence from a new monetary aggregate. *Journal of Business and Economic Statistics*, v.13, n.1, jan. 1995.
- SAMUELSON, Paul Antony. *Foundations of economic analysis*. New York: Atheneum, 1979.
- SARGENT, Thomas. *Macroeconomic theory*. 2.ed. San Diego: Academic Press, 1987.
- SERLETIS, Apostolos e ROBB, A. Leslie, Divisia aggregation and substitutability among monetary assets. *Journal of Money, Credit and Banking*. V. 23, n. 1, nov. 1986.
- SIMONSEN, M. H., CYSNE R. P. *Macroeconomia*. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1995.
- TOBIN, James. The interest elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economic and Statistics*. Vol XXXVIII, august, 1956, no 3.
- _____. Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*, fev. 1958.
- TOURINHO, Octávio A. F. *A demanda por moeda no Brasil: 1974/95*. IPEA, TD. n. 419. Maio 1996.
- TRICHES, D. *Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972/87*. BNDES, 1992.
- WALTERS, A. A. Professor Friedman on the demand for money. *Journal of Political Economy*, v.73, out. 1965.
- WHALEN, E. L. A racionalisation of the precautionary demand for cash. *Quarterly Journal of Economics*. v.39, maio 1966.
- ZINI JÚNIOR, Álvaro Antônio e CATI, Regina Célia. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. v. 23, n. 2, ago. 1993.

FRANÇA, José Mairton Figueiredo de. *Os Novos agregados monetários e demanda por moeda no Brasil (1986 - 1994)*: um estudo sobre estabilidade. Fortaleza : [s.n.], 1998. 121 fl. Il. Bibliografia : fl. 101-105.

ABSTRACT

In this work, the new concepts of monetary aggregation, based on the microfoundations, are introduced - the Divisia aggregate and the currency-equivalent. The aggregation of monetary assets is done by using the opportunity cost, considering as a function of the monetary services of each monetary components, as weighted aggregate. These new monetary aggregates had been applied to the estimation of the stabilized brazilian demand for money function, during the period of April, 1986 to June 1994 (trimestrial observations). The resulting aggregates were quite satisfactory in the sense that the new monetary aggregates captured efficiently some modifications in the monetary sector of the economy. Anyway, during the analising period, they were unable to create the stabilizing function of brazilian demand for money.

APÊNDICE 1

MODELO BAUMOL-TOBIN

Aos consumidores cabe a escolha entre um elenco de cestas de ativos financeiros com maior ou menor rendimento, maior ou menor liquidez. Cada uma das alternativas oferece um determinado custo: o custo do dinheiro que é correspondente ao montante de juros que esse dinheiro renderia em outras aplicações (o custo-juros ou custo de oportunidade) e o custo de corretagem que é o gasto com a administração das aplicações financeiras.

Indicando por Z o valor das retiradas e por n o número de retiradas, podemos observar que a renda monetária do indivíduo pode ser representada da seguinte maneira:

$$nZ = Y_n \quad (1)$$

Isso ocorre porque o volume máximo de transações efetuadas pelo agente não pode exceder sua renda nominal Y .

Considerando que o custo-juros é $i(Z/2)$, ou seja, a taxa de juros, i , multiplicada pelo volume médio de retiradas. E o custo total de corretagem é dado pelo produto entre o número de retiradas (n) e seu respectivo custo, c . O custo total, CT , é portanto:

$$CT = cn + i\left(\frac{Z}{2}\right)$$

Como: $Z = \frac{Y_n}{n}$, Então: $cn = c\left(\frac{Y_n}{Z}\right)$ o que resulta em:

$$CT = c\left(\frac{Y_n}{Z}\right) + i\left(\frac{Z}{2}\right) \quad (2)$$

O volume ótimo de retiradas é dado pela minimização da equação (2) como segue:

$$\frac{dCT}{dZ} = -\frac{cY_n}{Z^2} + \frac{i}{2} = 0$$

ou,

$$Z = \sqrt{\frac{2cY_n}{i}} \quad (3)$$

Dados a renda nominal (Y_n) e o número de retiradas (n), o encaixe nominal médio (M) retido pelos indivíduos é obtido pelo valor médio das retiradas:

$$M = \frac{Z}{2} = \frac{Y_n}{2n} \quad (4)$$

Substituindo $Z = 2M$ de (04') na equação (03'), tem-se:

$$M = \sqrt{\frac{cY_n}{2i}} \quad (5)$$

Que representa a demanda por encaixes nominais. Para se obter a demanda por encaixes reais, deve-se dividir os valores nominais (M e Y_n) pelo nível de preços, P , o que resulta na regra da raiz quadrada de Tobin e Baumol:

$$M^* = \sqrt{\frac{cpY}{2i}}$$

Onde: M^* são os encaixes reais, c é o custo de corretagem, P o nível de preços, Y a renda real e i a taxa de juros nominais.

APÊNDICE 2

MAXIMIZAÇÃO DO CONSUMIDOR NA TEORIA DA SELEÇÃO DE CARTEIRAS - AVERSÃO AO RISCO

A teoria de seleção de carteiras, elaborada por Tobin (1958), representou um avanço na teoria de economia monetária na sentido de explicar a relação inversa entre taxa de juros e demanda por moeda.

Este apêndice segue de perto o artigo de Tobin (1958) e demonstra a maximização da utilidade esperada da carteira de títulos de um investidor representativo.

Com relação às hipóteses, Tobin assume que os portfólios são compostos unicamente por moeda e títulos; a rentabilidade dos títulos em carteira são representados pela taxa de juros, r ; não é conhecida a rentabilidade dos títulos no futuro; a probabilidade de uma queda na taxa de juros é a mesma de sua elevação (em períodos futuros) e a moeda não gera retornos pecuniários.

Suponha que as proporções de moeda e títulos nas carteiras de um consumidor representativo são, respectivamente, A_1 e A_2 . Como o indivíduo só mantém moeda e títulos, deve-se considerar que:

$$0 \leq A_1, A_2 \leq 1 \quad \text{e que } A_1 + A_2 = 1$$

Os aumentos percentuais esperados no valor dos portfólios, E , excluindo-se ganhos e perdas de capital será:

$$E = A_2 r \tag{01}$$

Se R é o risco esperado pelo investidor e g é uma proporção do investimento associado ao risco (determinado subjetivamente por cada indivíduo), tem-se que:

$$R = A_2 g \tag{02}$$

O retorno total esperado, RT , associado à essa carteira de ativos é resultado da diferença entre o rendimento e os ganhos ou perdas de capital esperados:

$$RT = A_2(r + g) \quad (03)$$

Assume-se que o valor esperado dos ganhos e perdas de capital é zero, sua média é zero, o que faz com que o retorno total esperado seja:

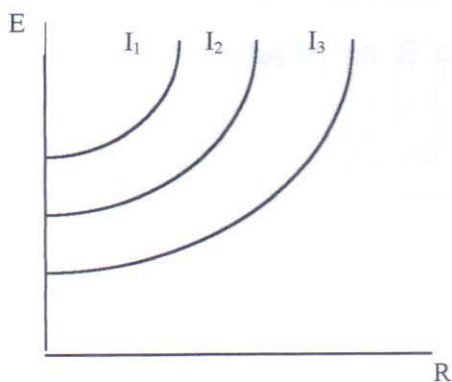
$$E(RT) = A_2r \quad (04)$$

O risco associado à retenção de títulos em carteira é medido pelo desvio padrão da distribuição de probabilidade de RT , ou σ_{RT} .

Quando o indivíduo mantém grande quantidade de títulos em carteira, seus retornos são maiores, mas maiores também serão os riscos associados à aplicação em títulos. Em termos de utilidade, sabe-se que os retornos adicionam utilidade, mas os riscos a reduzem. Dessa forma, o problema do indivíduo é associar retorno e risco de maneira a maximizar a satisfação originada da combinação escolhida entre títulos e moeda.

O procedimento para a solução desse problema inicia com a análise das curvas de indiferença. No presente caso, essas curvas representarão combinações entre consumir títulos e moeda nas quais o indivíduo é indiferente em consumir. Em outras palavras, essas combinações relacionam diferentes combinações que resultam em mesmo grau de utilidade.

GRÁFICO 1



No gráfico 1, as curvas I_1 , I_2 e I_3 são curvas de indiferença que expressam o grau de utilidade de cada combinação entre os retornos (E) e os riscos (R) associados aos títulos retidos em carteira. Quanto mais alta a curva estiver localizada no plano cartesiano, maiores os montantes de utilidade associados. Isto ocorre porque as curvas mais altas relacionam maiores ganhos a menores riscos.

Assim, a curva I_1 é preferível às curvas I_2 e I_3 , e I_2 é preferível à I_3 . De acordo com a teoria microeconômica, as curvas não devem se interceptar, e sua inclinação, positiva, é medida por:

$$\frac{dR}{dE} > 0 \quad (05)$$

De acordo com (05), quando o retorno, E , cresce, dR/dE reduz-se, o que é o mesmo que dizer que o indivíduo só aceita pequenas doses adicionais de risco quando estas estiverem associadas a maiores rendimentos: o indivíduo é "avesso ao risco".

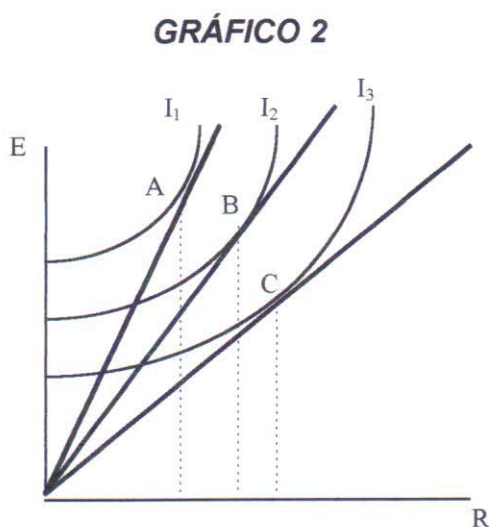
Dois fatores restringem o processo de maximização, são eles: a taxa de juros de mercado, r , e o coeficiente do risco, g . O coeficiente g reflete os aumentos no risco decorrentes da aplicação em títulos e a taxa de juros reflete os aumentos do valor esperado dos portfólios, E . Das equações (01) e (02), tem-se:

$$E = \frac{R}{g} r \quad (06)$$

A qual implica em que o indivíduo espera maiores rendimentos de carteiras com graus de risco maiores. A variação de E com respeito a R , resulta numa constante igual a:

$$\frac{dE}{dR} = \frac{r}{g} \quad (07)$$

A restrição orçamentária para o investidor é definida como tendo a inclinação r/g . Graficamente, o ponto de satisfação máxima é alcançado quando a restrição orçamentária tangencia a mais alta curva de indiferença, da seguinte maneira:



Do gráfico 2 pode-se concluir que o ponto A é o melhor ponto, em termos de utilidade, para o investidor, já que combina maiores retornos com menores graus de risco.

APÊNDICE 3

Derivação do Custo de Oportunidade para Agregação Monetária

Tomando-se a função de utilidade de um indivíduo representativo (equação (01) do capítulo II, página 33) para bens de consumo, lazer e serviços monetários, e supondo a hipótese de fraca separabilidade de serviços monetários (x), tem-se a seguinte equação:

$$u = f(x)$$

Fraca separabilidade significa assumir que as taxas marginais de substituição dos bens de consumo, lazer e serviços monetários são independentes entre si. Segundo DONOVAN (1978), essa hipótese, apesar de restritiva, não exerce influência significativa sobre os resultados. Essa influência fora estudada em outro livro de 1977 do autor.

Para o cálculo de um índice de quantidades de um bem qualquer, são necessárias as informações acerca das suas quantidades e dos seus preços. Um problema de difícil solução para a construção de índices monetários diz respeito às informações sobre os preços dos ativos componentes dos agregados.

Em termos das quantidades dos serviços monetários prestados por determinado ativo financeiro, supõe-se que elas sejam proporcionais ao valor real de seus estoques. Isso leva à possibilidade de que a demanda por serviços monetários - de um ativo qualquer - seja representada pela demanda por estoques reais desse ativo.

Com respeito ao preço dos ativos financeiros, a dificuldade pode ser superada pela suposição de que a moeda e seus substitutos sejam bens duráveis.

Em geral, o preço de uma mercadoria qualquer deve refletir o fluxo de serviços fornecidos por ela durante o seu uso. O preço pago, ou o custo de uso do bem, se extingue no momento em que esse bem se esgota no consumo. Por outro

lado, o custo de oportunidade incorrido na escolha de consumo do indivíduo é medido pela perda da utilidade que ele poderia usufruir no caso do consumo de um bem alternativo.

O custo de oportunidade de um bem não durável, por exemplo, se iguala a seu preço na medida em que o fluxo de serviços fornecidos não ultrapassa um período. Esse custo, portanto, existe em todos os momentos em que o bem ainda estiver fornecendo serviços. Isso leva à hipótese de que o custo de oportunidade é uma medida aproximada dos preços dos bens em geral.

Com isso, os ativos financeiros (monetários ou não) podem ser considerados como bens duráveis uma vez que seus serviços ultrapassam o limite de um período.

Desta forma, suponha um bem de consumo qualquer, c_t , que se deprecia a cada período, t , a uma taxa igual a δ (com $0 \leq \delta \leq 1$). Se $\delta = 1$ o bem é não-durável. Supõe-se também que a cada período, o bem durável é um novo bem em quantidade menor. Sendo: p_t^* o preço do bem no momento da compra (preço de aquisição), p_{t+1}^{*e} o preço esperado na revenda no período $t+1$ e R_t é a taxa nominal de juros do mercado; o custo de uso p_t do bem c_t , durante um período, será o custo de aquisição menos o valor esperado descontado no futuro:

$$p_t = p_t^* - \frac{(1-\delta)p_{t+1}^{*e}}{1+R_t} \quad (1)$$

Tomando-se a equação (30) para o caso da moeda e seus substitutos, o problema pode ser analisado sob duas perspectivas: a) as famílias mantêm suas expectativas com relação aos preços inalteradas; e b) as famílias esperam que ocorra alguma taxa de inflação positiva.

a) Expectativas Estáticas

Supondo que, na economia, existe apenas um bem de consumo chamado de alimento, e que há uma relação de proporcionalidade perfeita entre os serviços

monetários e o valor real dos encaixes de um dado ativo líquido, i . Isso quer dizer que o valor real da moeda (que, enquanto bem durável, é a própria taxa de depreciação) é constante no tempo.

Com expectativas inflacionárias estáticas, o preço corrente do alimento, p_{at} , será igual ao preço esperado no período $t+1$, $p_{a,t+1}^e$. Se os consumidores mantêm uma quantidade X_i desse ativo líquido no período t , então sua retenção em termos de serviços monetários será $x_{it} = X_{it}/p_{at}$, de maneira que as retenções do ativo financeiro i não será diferente em períodos futuros. A taxa de depreciação será a medida que reduzirá, em quantidades, o valor real dos serviços monetários em períodos futuros, dessa forma, com preços constantes tem-se:

$$\frac{X_{it}}{p_{at}} = (1 - \delta) \frac{X_{it}}{p_{at}} \quad (2)$$

O que resulta em $\delta = 0$.

Portanto, a partir da equação (1), o custo de oportunidade de um ativo financeiro não rentável (p_{xit}) e com ausência de expectativas inflacionárias será a seguinte:

$$p_{xit} = p_{at} - \frac{p_{at}}{1 + R_t} \quad (3)$$

Pois, como foi visto, com preços constantes: $p_t^* = p_{a,t+1}^e = p_{at}$.

Supondo que o ativo financeiro, i , em questão tem rentabilidade medida por r_{it} no período t , os encaixes nominais do indivíduo ao final desse período não será mais o mesmo, e os encaixes reais serão $x_{it} = X_{it}(1 + r_i)/p_{at}$ unidades de serviços monetários. Dessa forma, δ será calculado a partir da seguinte relação:

$$\frac{(1+r_i)X_{it}}{P_{at}} = \frac{(1-\delta)X_{it}}{P_{at}} \quad (4)$$

Com isso, $\delta = -r_i$. Pela equação (1), o custo de oportunidade desse ativo financeiro rentável (p_{xit}), com preços estáveis será:

$$p_{xit} = p_{at} - \frac{(1+r_{it})p_{at}}{1+R_t} \quad (5)$$

b) Expectativas não estáticas

Considerando, agora, que o preço do alimento não é constante e que as moeda (do tipo i) não rende juros, com um estoque de X_i reais, o indivíduo comprará menores quantidades de alimento à medida em que o tempo passa. Seus encaixes reais, no período corrente, será $x_{it} = X_{it}/p_{at}$ unidades de serviços monetários, os quais serão maiores que os encaixes esperados no período posterior, $t+1$, quando $x_{it} = X_{it}/p_{a,t+1}^e$.

Como $p_{at} < p_{a,t+1}^e$, a taxa de depreciação será medida por:

$$\frac{X_{it}}{p_{a,t+1}^e} = (1-\delta) \frac{X_{it}}{p_{at}}$$

O que resulta em:

$$\delta = \frac{p_{a,t+1}^e - p_{at}}{p_{a,t+1}^e} \quad (6)$$

(5) significa que a taxa de depreciação é a variação do preço esperado do alimento, expresso como uma proporção do preço esperado do alimento.

Com taxa de inflação positiva, o custo de oportunidade do ativo i (p_{xit}) será:

$$P_{xit} = P_{at} - \frac{(1-\delta)p_{a,t+1}^e}{(1+R_t)} \quad (7)$$

Substituindo (5) em (6), tem-se:

$$P_{xit} = P_{at} - \frac{P_{at}}{1+R_t} \quad (8)$$

Cabe observar que o custo de oportunidade de um ativo financeiro sem rentabilidade com taxa de inflação positiva (equação 7) é igual ao de um ativo sem rentabilidade com inflação constante (equação 3). Utilizando a mesma lógica de raciocínio anterior, para ativos financeiros com retornos e expectativas inflacionárias, tem-se:

$$P_{xit} = P_{at} - \frac{(1+r_{it})P_{at}}{1+R_t} \quad (9)$$

O qual é o custo de oportunidade utilizado no cálculo dos agregados Divisia.

ANEXO 1

Taxas de Rentabilidade de Ativos Financeiros no Brasil

(Abril/1986 - Junho/1994)

Mês/Ano	Taxas de Rentabilidade dos Ativos Financeiros % a.m.							
	Dólar	BOVESPA	BVRJ	r2	r3	r4	R	R*
Abr/86	0,3095	0,5028	0,4102	0,0125	0,0119	0,0082	0,5028	0,0225
Mai/86	0,3101	-0,0577	-0,0224	0,0122	0,0119	0,0177	0,3101	0,0277
Jun/86	0,3107	-0,0493	0,0575	0,0142	0,0188	0,0274	0,3107	0,0374
Jul/86	-0,1032	-0,0305	-0,0263	0,0195	0,0188	0,0213	0,0213	0,0313
Ago/86	0,1207	-0,1144	-0,1058	0,0257	0,0188	0,0273	0,1207	0,0373
Set/86	-0,0617	-0,1778	-0,1611	0,0294	0,0281	0,0302	0,0302	0,0402
Out/86	0,1199	-0,1040	-0,1126	0,0196	0,0281	0,0330	0,1199	0,0430
Nov/86	0,0206	0,0891	0,0436	0,0237	0,0281	0,0500	0,0891	0,0600
Dez/86	0,0291	-0,2030	-0,2253	0,0547	0,0781	0,0970	0,0970	0,1070
Jan/87	-0,0639	-0,1388	-0,1207	0,1100	0,1740	0,1403	0,1740	0,1840
Fev/87	0,2209	-0,2012	-0,1997	0,1961	0,2021	0,1667	0,2209	0,2121
Mar/87	-0,0159	0,0582	-0,0014	0,1195	0,1509	0,1592	0,1592	0,1692
Abr/87	0,0645	0,1461	0,2159	0,1530	0,2156	0,1618	0,2159	0,2256
Mai/87	0,1455	-0,0237	-0,0208	0,2463	0,2406	0,1907	0,2463	0,2563
Jun/87	0,4153	0,1962	0,2655	0,1802	0,1861	0,1558	0,4153	0,1961
Jul/87	0,0692	0,3293	0,3787	0,0891	0,0891	0,0788	0,3787	0,0991
Ago/87	0,0227	0,1836	0,1550	0,0809	0,0809	0,0854	0,1836	0,0954
Set/87	0,1043	-0,0728	-0,0830	0,0799	0,0799	0,1122	0,1122	0,1222
Out/87	0,0588	0,0744	0,0912	0,0945	0,0973	0,1113	0,1113	0,1213
Nov/87	0,1287	-0,1309	-0,0867	0,1292	0,1340	0,1434	0,1434	0,1534
Dez/87	0,2111	0,0637	0,1176	0,1438	0,1471	0,1637	0,2111	0,1737
Jan/88	0,0588	0,3000	0,3358	0,1678	0,1709	0,1649	0,3358	0,1809
Fev/88	0,2525	0,3753	0,2720	0,1835	0,1855	0,1690	0,3753	0,1955
Mar/88	0,2056	0,3447	0,3284	0,1659	0,1659	0,1746	0,3447	0,1846
Abr/88	0,2308	0,4749	0,4830	0,2025	0,1988	0,1872	0,4830	0,2125
Mai/88	0,2120	0,2121	0,2830	0,1865	0,1837	0,1916	0,2830	0,2016
Jun/88	0,2063	0,1889	0,2178	0,2017	0,2013	0,1881	0,2178	0,2117
Jul/88	0,3086	0,1133	0,0703	0,2469	0,2466	0,2030	0,3086	0,2569
Ago/88	0,3068	0,1273	0,1537	0,2263	0,2126	0,2148	0,3068	0,2363
Set/88	0,1413	0,4705	0,3873	0,2625	0,2463	0,2234	0,4705	0,2725
Out/88	0,4286	0,3597	0,3393	0,2979	0,2789	0,2455	0,4286	0,3079
Nov/88	0,2707	0,3350	0,3064	0,2641	0,2755	0,2539	0,3350	0,2855
Dez/88	0,2382	0,1443	0,1738	0,3024	0,2943	0,2086	0,3024	0,3124
Jan/89	0,2881	0,3693	0,3852	0,2297	0,2297	0,2086	0,3852	0,2397
Fev/89	0,0921	0,2401	0,2328	0,1895	0,1895	0,1859	0,2401	0,1995
Mar/89	0,1265	0,4287	0,3396	0,2042	0,2041	0,1844	0,4287	0,2142
Abr/89	0,2674	0,5802	0,5421	0,1152	0,1152	0,1346	0,5802	0,1446
Mai/89	0,2743	0,2251	0,1975	0,1143	0,1049	0,1495	0,2743	0,1595
Jun/89	0,0695	-0,1809	-0,1700	0,2729	0,2545	0,2709	0,2729	0,2829
Jul/89	0,1579	0,0744	0,1184	0,3315	0,2940	0,3354	0,3354	0,3454
Ago/89	0,2540	0,4036	0,3801	0,3549	0,2999	0,3460	0,4036	0,3649
Set/89	0,5565	0,2273	0,2237	0,3658	0,3663	0,3968	0,5565	0,4068
Out/89	0,5753	0,6857	0,6288	0,4770	0,3831	0,4767	0,6857	0,4870
Nov/89	0,1565	0,0634	0,1307	0,4841	0,4213	0,5032	0,5032	0,5132
Dez/89	0,8421	0,4249	0,5377	0,6421	0,5431	0,6552	0,8421	0,6652
Jan/90	0,4612	1,0205	0,9965	0,6760	0,5689	0,7028	1,0205	0,7128
Fev/90	0,7737	0,6449	0,7987	0,8204	0,7364	0,7379	0,8204	0,8304
Mar/90	-0,0079	-0,0083	0,1817	0,3676	0,8524	0,4710	0,8524	0,8624
Abr/90	0,1429	-0,1444	-0,1558	0,0423	0,0050	0,1283	0,1429	0,1383
Mai/90	0,1667	0,1388	0,0902	0,0569	0,0590	0,0950	0,1667	0,1050
Jun/90	0,0119	0,0611	0,0115	0,0873	0,1016	0,0197	0,1016	0,1116
Jul/90	-0,0529	0,5697	0,5069	0,1379	0,1134	0,0204	0,5697	0,1479
Ago/90	0,0099	0,1662	0,0879	0,1153	0,1113	0,0248	0,1662	0,1253
Set/90	0,0886	-0,1607	-0,1559	0,1521	0,1341	0,1682	0,1682	0,1782

Continuação

Mês/Ano	Taxas de Rentabilidade dos Ativos Financeiros % a.m.							
	Dólar	BOVESPA	BVRJ	r2	r3	r4	R	R*
Out/90	0,2633	-0,1393	-0,1202	0,1649	0,1428	0,2162	0,2633	0,2262
Nov/90	0,4785	0,1616	0,2157	0,1983	0,1722	0,2370	0,4785	0,2470
Dez/90	0,1041	0,0548	0,0967	0,2285	0,1999	0,2273	0,2285	0,2385
Jan/91	0,2904	0,3321	0,4183	0,2102	0,2081	0,2344	0,4183	0,2444
Fev/91	0,0403	0,8538	0,7889	0,0685	0,1581	0,1246	0,8538	0,1681
Mar/91	0,0796	0,0409	-0,0202	0,0899	0,0916	0,1052	0,1052	0,1152
Abr/91	0,1153	0,0735	0,1237	0,0967	0,0906	0,1135	0,1237	0,1235
Mai/91	0,0746	0,1815	0,2104	0,0956	0,0911	0,1221	0,2104	0,1321
Jun/91	0,0899	0,5482	0,3978	0,1032	0,0994	0,1203	0,5482	0,1303
Jul/91	0,1187	0,1740	0,1266	0,1239	0,1031	0,1270	0,1740	0,1370
Ago/91	0,1294	0,2871	0,2147	0,1575	0,1125	0,1664	0,2871	0,1764
Set/91	0,2715	0,3124	0,2405	0,1978	0,1534	0,2011	0,3124	0,2111
Out/91	0,4775	0,1376	0,1207	0,2595	0,1810	0,2626	0,4775	0,2726
Nov/91	0,1037	0,1225	0,1154	0,3243	0,2574	0,3354	0,3354	0,3454
Dez/91	0,2210	0,4339	0,5330	0,3117	0,3114	0,2537	0,5330	0,3217
Jan/92	0,1765	0,9803	1,0410	0,2906	0,2555	0,2830	1,0410	0,3006
Fev/92	0,2346	0,3157	0,1846	0,2876	0,2718	0,2729	0,3157	0,2976
Mar/92	0,2368	0,3203	0,3521	0,2686	0,2409	0,2594	0,3521	0,2786
Abr/92	0,2947	0,3758	0,3987	0,2392	0,2463	0,2225	0,3987	0,2563
Mai/92	0,1479	0,1751	0,1546	0,2300	0,2048	0,2336	0,2336	0,2436
Jun/92	0,2441	-0,0778	-0,0430	0,2428	0,2273	0,2365	0,2441	0,2528
Jul/92	0,2398	0,0989	0,1249	0,2621	0,2212	0,2497	0,2621	0,2721
Ago/92	0,2242	0,1176	0,1163	0,2564	0,2423	0,2621	0,2621	0,2721
Set/92	0,2890	0,2843	0,2582	0,2766	0,2510	0,2763	0,2890	0,2866
Out/92	0,1699	0,1059	0,1253	0,2818	0,2548	0,2682	0,2818	0,2918
Nov/92	0,2917	0,0273	0,0558	0,2640	0,2505	0,2556	0,2917	0,2740
Dez/92	0,2903	0,2685	0,2470	0,2592	0,2448	0,2456	0,2903	0,2692
Jan/93	0,2107	0,6280	0,5290	0,2852	0,2431	0,3168	0,6280	0,3268
Fev/93	0,2684	0,2893	0,2659	0,2890	0,3154	0,2680	0,3154	0,3254
Mar/93	0,2977	0,4845	0,4840	0,2836	0,2395	0,2680	0,4845	0,2936
Abr/93	0,2939	0,3019	0,2869	0,3053	0,2581	0,3153	0,3153	0,3253
Mai/93	0,2659	0,3693	0,3554	0,3090	0,2966	0,3056	0,3693	0,3190
Jun/93	0,3031	0,5647	0,5836	0,3191	0,2989	0,3130	0,5836	0,3291
Jul/93	0,2989	0,2892	0,2861	0,3273	0,2965	0,3219	0,3273	0,3373
Ago/93	0,3251	0,3241	0,3533	0,3464	0,3193	0,3384	0,3533	0,3564
Set/93	0,1429	0,6326	0,6783	0,3723	0,3356	0,3778	0,6783	0,3878
Out/93	0,1761	0,3126	0,3092	0,3640	0,3641	0,3715	0,3715	0,3815
Nov/93	0,4850	0,4205	0,4201	0,3838	0,3746	0,3674	0,4850	0,3938
Dez/93	0,5885	0,3256	0,3412	0,4038	0,3577	0,3629	0,5885	0,4138
Jan/94	0,4037	0,8234	0,8688	0,4276	0,3992	0,4340	0,8688	0,4440
Fev/94	0,3968	0,6339	0,6187	0,4199	0,4580	0,4283	0,6339	0,4680
Mar/94	0,4187	0,3689	0,3499	0,4642	0,3856	0,4320	0,4642	0,4742
Abr/94	0,4110	0,1599	0,1643	0,4649	0,4340	0,4858	0,4858	0,4958
Mai/94	0,4661	0,2314	0,2164	0,4795	0,4755	0,4664	0,4795	0,4895
Jun/94	0,4706	0,6775	0,6633	0,5062	0,4714	0,4940	0,6775	0,5162

Fonte: Revista Conjuntura Econômica: vários números

ANEXO 2

Índices de Preços e de Produto Interno Bruto no Brasil

(Abril/1986 - Junho/1994)

Mês/Ano	IGP - DI	PIB(DESAB)
Abr/86	100	100
Mai/86	100	100
Jun/86	100	100
Jul/86	101	103
Ago/86	101	103
Set/86	102	103
Out/86	102	105
Nov/86	103	105
Dez/86	107	105
Jan/87	112	107
Fev/87	118	107
Mar/87	126	107
Abr/87	135	106
Mai/87	150	106
Jun/87	165	106
Jul/87	171	103
Ago/87	174	103
Set/87	180	103
Out/87	189	105
Nov/87	200	105
Dez/87	212	105
Jan/88	229	107
Fev/88	245	107
Mar/88	262	107
Abr/88	284	106
Mai/88	305	106
Jun/88	331	106
Jul/88	359	105
Ago/88	391	105
Set/88	430	105
Out/88	475	103
Nov/88	526	103
Dez/88	584	103
Jan/89	663	104
Fev/89	695	104
Mar/89	708	104
Abr/89	723	109
Mai/89	761	109
Jun/89	839	109
Jul/89	956	110
Ago/89	1085	110
Set/89	1240	110
Out/89	1420	110
Nov/89	1646	110
Dez/89	1933	110
Jan/90	2388	107
Fev/90	2949	107
Mar/90	3711	107
Abr/90	3884	98
Mai/90	4030	98
Jun/90	4181	98
Jul/90	4403	106
Ago/90	4635	106

Continuação

Mês/Ano	IGP - DI	PIB(DESAB)
Set/90	4858	106
Out/90	5138	104
Nov/90	5497	104
Dez/90	5861	104
Jan/91	6323	99
Fev/91	6849	99
Mar/91	7057	99
Abr/91	7314	106
Mai/91	7515	106
Jun/91	7822	106
Jul/91	8232	108
Ago/91	8746	108
Set/91	9317	108
Out/91	10247	105
Nov/91	11267	105
Dez/91	12245	105
Jan/92	13510	104
Fev/92	14809	104
Mar/92	16019	104
Abr/92	17203	103
Mai/92	18716	103
Jun/92	20293	103
Jul/92	22023	103
Ago/92	24199	103
Set/92	26742	103
Out/92	29328	104
Nov/92	32091	104
Dez/92	35055	104
Jan/93	38899	106
Fev/93	42871	106
Mar/93	47440	106
Abr/93	52561	109
Mai/93	58945	109
Jun/93	65803	109
Jul/93	73729	108
Ago/93	82989	108
Set/93	94333	108
Out/93	106672	108
Nov/93	121243	108
Dez/93	137519	108
Jan/94	158541	111
Fev/94	182884	111
Mar/94	212300	111
Abr/94	244927	111
Mai/94	281437	111
Jun/94	328175	111

Fonte: IBGE e Revista Conjuntura Econômica: vários números