

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS – GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**DEMANDA DE MOEDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE POR MEIO DO
FILTRO DE KALMAN**

Marcelo Gusmão Arnosti

Professor Orientador: Dr. Roberto Camps de Moraes

**Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação
em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS como requisito parcial para a obtenção do título
de Mestre em Economia.**

Porto Alegre

2003

“Problemas econométricos como simultaneidade, tendências comuns e variáveis omitidas são muito freqüentes em dados não experimentais. A crítica de Lucas nos avisa que alguns parâmetros podem mudar quando a política se altera. Mas o que podemos fazer a respeito destes problemas? Ser céticos? Claro. Usar vários métodos e modelos em vez de apenas um? Certamente. Mas abandonar todos os modelos econométricos? Penso que não. As críticas à macroeconometria não estão erradas, mas sua importância é freqüentemente exagerada e suas implicações mal-entendidas”.

Alan S. Blinder (1999).

AGRADECIMENTOS

Todavia esta dissertação seja resultado de um trabalho sobretudo individual, é necessário agradecer algumas pessoas que de alguma forma contribuíram para a conclusão desta etapa da minha formação acadêmica.

Primeiramente gostaria de agradecer o incentivo e paciência que me foi concedido pelo professor Rogério Gomes, cujas aulas de matemática e discussões acerca de macroeconomia, ainda nos tempos da graduação na UNESP, fortaleceram-me intelectualmente, estimulando-me a prosseguir nos estudos em ciência econômica.

Aos professores do curso de Pós-Graduação da UFRGS, em especial Pedro Cezar Dutra Fonseca, Eduardo Augusto de Lima Maldonado Filho, Gentil Corazza, Marcelo Savino Portugal e ao meu orientador Roberto Camps Moraes, pela atenção, ambiente intelectual e auxílio em diversos momentos ao longo do Mestrado.

Um agradecimento especial ao pesquisador Pedro Albuquerque, do Banco Central do Brasil, pela disponibilidade e resolução de dúvidas quanto às estimações levadas a cabo no estudo.

Às secretárias do curso, Iara, Cláudia e Raquel pela presteza e cordialidade no atendimento das várias demandas ao longo do curso.

Aos caros colegas Márcio, Rodrigo, Ariosto, Ângelo, Sidney e Paulo, cujos longos debates travados serviram de aprendizado e proporcionaram momentos de descontração.

Ao Banco do Brasil pelo apoio financeiro imprescindível para a realização do curso, na pessoa do orientador Hamilton Moreira, sempre disposto ao atendimento e auxílio nas diversas questões surgidas ao longo destes dois anos.

Por fim ao meu pai e mãe pelos incentivos e apoio constantes e à minha esposa Régina, cuja companhia e amor ajudaram-me a superar diversos obstáculos surgidos ao passo que se avançava o curso.

Desnecessário afirmar que os erros e omissões constantes nesta dissertação são de total responsabilidade do autor.

SUMÁRIO

Agradecimentos

Sumário

Índice de Gráficos e Tabelas

Resumo

Abstract

Introdução.....	11
1.0 Referencial Teórico.....	17
<i>1.1 Correntes Teóricas da Demanda de Moeda.....</i>	17
<i>1.2 Revisão dos Estudos Empíricos.....</i>	46
1.2.1 Evidências Empíricas – Estudos Estrangeiros.....	49
1.2.2 Evidências Empíricas – Estudos Nacionais.....	54
2.0 Referencial Metodológico.....	60
<i>2.1 Elementos Metodológicos do Kalman e Comparação com os Métodos Padrões</i>	61
2.1.1 Estimação Recursiva.....	69
2.1.2 Filtro de Kalman (FK), Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ordinários Recursivos (MQOR)	70
<i>2.2 Modelos Macro-econômicos e Parâmetros Variáveis.....</i>	73
2.2.1 O Exemplo Ilustrativo.....	75
3.0 Resultados Empíricos.....	82
<i>3.1 O Modelo de Demanda de Moeda.....</i>	82
<i>3.2 Estimação da Função Demanda de Moeda.....</i>	84
3.2.1 Parâmetros Fixos – MQO.....	84

3.2.2 Parâmetros Variáveis – FK	87
3.3 <i>Análise da Trajetória no Tempo dos Coeficientes e Estabilidade</i>	91
3.4 <i>Capacidade de Previsão Fora da Amostra</i>	114
Considerações Finais	122
Referências Bibliográficas	127
Apêndice A1	135
Apêndice A2	137
Apêndice A3	139

ÍNDICE DE GRÁFICOS E TABELAS

Gráficos

1.0 Evolução da Constante	92
2.0 Evolução da Elasticidade-custo de oportunidade	93
3.0 Evolução da Elasticidade-renda	93
4.0 Variância Condicional do Erro de previsão	96
5.0 Taxa Selic Overnight ao Mês (Dados Mensais)	104
6.0 Spread Over Treasury (basis points) C-Bonds (Dados Mensais)	105
7.0 M1 real	135
8.0 Consumo de Energia Elétrica	135
9.0 Custo de Oportunidade ao Mês (em percentagem)	136
10.0 Taxa de Inflação ao Mês (em percentagem)	136
11.0 Evolução da “Constante” nos modelos com e sem Variáveis dummy	137
12.0 Evolução da Elasticidade-custo de oportunidade nos modelos com e sem Variáveis dummy	137
13.0 Evolução da Elasticidade-renda nos modelos com e sem Variáveis dummy	138

Tabelas

1.0 Resultado da Estimação Através de MQO	86
2.0 Resultado da Estimação Através do Filtro de Kalman	90
3.0 Resultados da Regressão e do Teste de Causalidade de Granger	112

4.0 Valores Efetivos e Previstos (em Milhões de Reais) Distintas Técnicas Econométricas	118
5.0 Erros de Previsão como Percentagem do Valor Efetivo e Erro Médio Absoluto (Percentagem)	118
6.0 Coeficiente de Desigualdade U-Theil para Previsões de M1 real	119

RESUMO

Busca-se como objetivo geral, através da estimação de uma equação de demanda por moeda de longo prazo para o Brasil, período 1980-2001, testar a sua estabilidade, o que implica analisar a evolução dos coeficientes ao longo do tempo, bem como mensurar o desempenho acerca do grau de previsibilidade de demanda futura por encaixes reais, comparando sua eficiência no prognóstico com aquelas que se obteriam utilizando técnicas de estimação Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ordinários Recursivos (MQOR), ambas de caráter não adaptativo. Além disso, como resultado da análise percuciente das trajetórias dos parâmetros, a política monetária exercida no período é recuperada.

Os resultados rejeitam a hipótese nula de estabilidade da demanda de moeda, encontrando-se que os parâmetros apresentam flutuações importantes não ilustradas pelo procedimento MQO, tendo se destacado o período 1986-1992 como o mais instável. Como era de se esperar, nos testes de capacidade de previsão, a estimação por meio do Filtro de Kalman supera as demais técnicas, evidenciando a ocorrência de mudanças nos regimes de política.

ABSTRACT

The main goal is to test the stability of the currency demand function in Brazil in the sample period of 1980-2001 through the estimation of an equation for the long run demand for money, which also implies analyzing the evolution of the coefficients as time goes by as well as measuring the performance in terms of the level of predictability of future demand for real balances, comparing its efficiency in the prognostic to those efficiencies that would be obtained using the estimation techniques called Ordinary Least Squares (OLS) and Recursive Ordinary Least Squares (ROLS), both of non-adaptive character. Furthermore, as a result of the acute analysis of the parameter courses, the monetary policy used in the period is recovered.

Results reject the null hypothesis of stability in the demand for money, leading to the conclusion that the parameters show important fluctuations not illustrated by the MQO procedure, the period 1986-1992 standing out as the most unstable. As expected, in the tests of prevision capacity the estimation using the Kalman Filter performs better than other techniques, making clear changes in the policy regimes.

INTRODUÇÃO

Problemática e Justificativa

Embora se aceite a noção de que a moeda tenha surgido para viabilizar de maneira muito mais eficiente a troca de bens, deve-se reconhecer que suas particularidades e funções desempenhadas na economia estabelecem perguntas complexas, relativas ao comportamento dos seres humanos vis-à-vis a sua existência, que não estamos ainda em condições de esclarecer plenamente. Entre estas, o tipo de acordo social que permite que os agentes aceitem com facilidade e confiança uma transação assimétrica na qual recebem bilhetes (cujo custo marginal é próximo de zero) e entregam bens cujo custo de produção é muito superior. Por outro lado, a existência da moeda como meio de reserva intertemporal de valor é difícil de justificar, considerando que existem outros ativos que podem desempenhar função similar e propiciar retornos nominais maiores que zero.

Em nível macroeconômico, conquanto concorde-se que o dinheiro exerce papel fundamental na criação, propagação e eventual contenção dos ciclos econômicos, os mecanismos pelos quais estes impactos se produzem e suas magnitudes relativas continuam sendo avaliadas sistematicamente [Mies e Soto (2000)].

Neste contexto, dentro de uma ampla gama de questões teóricas que os trabalhos empíricos procuram validar ou rechaçar, a estabilidade ou não da função demanda de moeda permanece sem conclusão definitiva. O conceito de estabilidade aqui utilizado segue a definição de Judd e Scadding (1982): a demanda de moeda seria altamente previsível em sentido estatístico, mensurada através da *goodnes-of-fit-statistics*, precisão na estimação e constância ao longo do tempo dos

coeficientes e, presumivelmente, capacidade de prever satisfatoriamente fora da amostra. Além disso, uma função de demanda estável requer poucos argumentos, dado que uma relação que necessite de um elevado número de variáveis é, por efeito, não previsível.

A importância da estabilidade da equação de demanda por moeda pode facilmente ser demonstrada em um simples modelo IS-LM, no qual a taxa de juros e a renda são variáveis endógenas. Destarte, uma função de demanda de moeda estável traduz uma segura e confiável relação entre moeda, taxa de juro e renda, que, por conseguinte, permite inferir a posição e inclinação da curva LM, dado o conhecimento da oferta de encaixes reais.¹ Segue que variações na quantidade de moeda exercem previsíveis efeitos sobre a renda (dado o conhecimento da curva IS), implicando que o controle da oferta monetária exerce mensurável controle sobre o produto interno bruto. Além disso, como destaca Hayo (1999), os bancos centrais, ainda que não optem por uma política monetária centrada no controle dos agregados monetários, não desvinculam esta de possíveis implicações da inconstância da função demanda de moeda, pelo simples fato que não é possível às autoridades monetárias controlar a inflação diretamente. Ou seja, como destacam Albuquerque e Gouvêa (2002), os agregados monetários continuam exercendo o importante papel de providenciar informações para a realização de previsão da taxa de inflação e também como indicador para a decisão de intervenção por parte das autoridades monetárias, mesmo num regime onde a taxa de juros é o instrumento principal. Em decorrência, se a inconstância da demanda por encaixes reais é negligenciada, a eficiência das autoridades monetárias em controlar a moeda e provavelmente a inflação tende a reduzir-se.

Conforme Goldfeld e Sichel (1990) destacam, a evidência para os países em geral, pelo menos até meados da década de 70, era de estabilidade na função, com

os movimentos na demanda por moeda condizentes com alterações na renda e taxa de juros. Contudo, de lá para cá, os prognósticos passaram freqüentemente a sobreestimar o estoque de encaixes reais demandados (*missing money*), ocorrendo em alguns países, na década de 1980, movimento inverso, de subestimação do estoque demandado. Tais episódios foram considerados evidência de instabilidade na equação de demanda por moeda.²

No Brasil, em particular, Barbosa (1978) em seu *survey* dos estudos empíricos realizados até aquele momento, salientava que a evidência empírica acumulada indicava estabilidade, pelo menos sob o ponto de vista que a função dependia apenas de um pequeno número de variáveis-em geral três-, a taxa de inflação esperada, a renda real e a taxa de juro nominal. Por outro lado, a estabilidade em vista da constância dos parâmetros ao longo do tempo não apresentava evidência bastante “firme” (Barbosa, 1978: 79). Rossi (1988), Triches (1992), Nakane (1994), Lima e Ehlers (1997), entre outros estudos, trataram da questão da estabilidade estrutural da equação de demanda de moeda, não sendo possível, infelizmente, extrair conclusões definitivas, embora a tendência pareça ser em favor da não estabilidade.

Objetivos do Presente Trabalho

Argumentou Lucas (1976) que, na concordância da hipótese dos agentes possuírem expectativas racionais, os parâmetros podem não permanecer constantes nas relações econométricas depois de mudanças no regime de política. No bojo deste argumento, pode-se deduzir que para uma economia exposta a transformações e reformas profundas, choques internos e externos freqüentes, tal como a brasileira

¹ Para maior detalhamento do modelo IS-LM, ver Dornbush e Fischer (1991)

² Ver Goldfeld (1976), Fair (1987) e Goldfeld e Sichel (1990) para uma discussão mais aprofundada da questão.

no período compreendido entre 1980 – 2001, a hipótese de constância nos parâmetros na função demanda por encaixes reais é pouco plausível. Mediante este fato, e distintamente da grande parte dos estudos anteriores, que partem da hipótese *a priori* de constância dos coeficientes, o presente trabalho é desenvolvido dentro de um arcabouço econométrico de parâmetros variáveis (*time varying parameters – TVP*), com a utilização do Filtro de Kalman (FK) para a sua estimação.

Suponha a relação hipotética abaixo:

$$y_t = \mathbf{b}_t X_t + \mathbf{e}_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad \mathbf{e} \approx N(0, \mathbf{s}_e^2)$$

Nos modelos tradicionais, o vetor de coeficientes \mathbf{b}_t possui o mesmo valor para cada instante de tempo t . Esta restrição é superada pela permissão que o vetor de parâmetros \mathbf{b}_t varie a cada momento,

$$\mathbf{b}_t = T\mathbf{b}_{t-1} + u_t \quad u_t \approx N(0, Q) \quad , \text{ onde } T \text{ é uma matriz conhecida } a \text{ priori.}$$

Ou seja, o vetor de parâmetros \mathbf{b}_t está vinculado ao vetor de parâmetros do período anterior (estrutura markoviana) e a elementos de inovação, que permitem capturar a história estocástica da economia. Assim sendo, permitiremos que os agentes comportem-se de maneira racional, capazes de prever e antecipar-se às mudanças das variáveis de política, bem como do contexto macroeconômico e institucional. Com efeito, em razão dos diversos choques e distintos contextos macroeconômicos e institucionais experimentados pela economia brasileira no período em análise, a modelagem através de parâmetros variáveis justifica-se pois permite capturar esta natureza “cambiante” de nossa economia. Espera-se, isto posto, observar neste estudo desempenho significativamente superior deste tipo de

estrutura frente aos modelos de parâmetros fixos (não adaptativos), na hipótese, evidente, de que os parâmetros não se apresentam estáveis.

Portanto, busca-se como objetivo geral, através da estimação de uma equação de demanda por moeda de longo prazo para o Brasil, período 1980-2001, testar a sua estabilidade, o que implica analisar a evolução dos coeficientes ao longo do tempo, bem como mensurar o desempenho acerca do grau de previsibilidade de demanda futura por encaixes reais, comparando sua eficiência no prognóstico com aquelas que se obteriam utilizando técnicas de estimação Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ordinários Recursivos (MQOR), ambas de caráter não adaptativo. Além disso, como resultado da análise percuciente das trajetórias dos parâmetros, a política monetária exercida no período é recuperada.

Em resumo, além dos resultados comuns a todo trabalho empírico acerca da demanda de moeda, tem-se como objetivo primordial apresentar uma evidência empírica referente à estabilidade e conseqüentemente previsibilidade da equação de demanda por encaixes reais, em um país exposto a instabilidades freqüentes. Surgem como subprodutos do objetivo maior, objetivos específicos, que serão a revisão das teorias monetárias e dos estudos empíricos e a apresentação dos elementos teóricos metodológicos das técnicas econométricas supracitadas.

O trabalho, portanto, será segmentado como se segue: no capítulo 01 apresentaremos o referencial teórico. Aqui, as teorias monetárias de distintas linhas de pensamento serão abordadas, englobando, além daquelas clássicas na teoria monetária, os modelos analíticos recentes, que enfatizam o papel da moeda no meio econômico. Esta apresentação é importante porque nos capacita a identificar as variáveis relevantes na determinação da demanda por saldos reais, bem como os sinais dos coeficientes que devemos esperar. Ainda neste capítulo, realizaremos uma breve revisão dos estudos empíricos acerca do assunto. No capítulo 02 apresentaremos as técnicas econométricas, com objetivo de aprofundar o

argumento teórico e a motivação de ordem econômica que explica o uso destas ferramentas no contexto deste trabalho. O fundamental será detalhar a associação da problemática que perpassa o estudo e a técnica econométrica escolhida para tratar desta. Por fim, o capítulo 03 apresentará: a estimação dos coeficientes variáveis, implicando, através da análise destes, na recuperação da política econômica do período, sobretudo a monetária; os resultados comparativos entre estes coeficientes e aqueles obtidos na estimação através de MQO, discutindo a fundo, através destes, a questão da estabilidade; e os testes comparativos concernentes à capacidade de previsão dos diversos métodos, que nos servirão de base para a análise da relevância em adotar-se modelos de parâmetros variáveis vis-à-vis a opção de modelos de parâmetros constantes. Por fim, à guisa de conclusão, apresentaremos nossas considerações finais.

1.0 REFERENCIAL TEÓRICO

1.1 Correntes Teóricas da Demanda de Moeda

A moeda “desde sempre” foi objeto de estudos e debates apaixonados. Por exemplo, a controvérsia Currency School - Banking School nos anos 1800 a Keynes - economistas neoclássicos no século XX.³ Não obstante, especificamente quanto à questão da demanda, a literatura analítica somente começou a desenvolver-se a partir de Fisher (1896) e Pigou (1917). Em 1936, também Keynes traz a sua contribuição ao debate, estipulando novos motivos que explicam a demanda de encaixes reais, através da sua teoria de Preferência pela Liquidez. A partir dessas obras a literatura ganhou corpo, surgindo posteriormente, nos anos 50, trabalhos de âmbito mais formal, derivados sob a hipótese de comportamento otimizador do agente econômico, restringido pela sua renda ou riqueza. São estes, a abordagem de estoques de Baumol (1952) e Tobin (1956), a demanda de moeda sob perspectiva de composição de uma carteira de investimento, modelo de seleção de ativos, de Tobin (1958) e a revisão em 1956 de Friedman da teoria quantitativa, compreendendo a moeda como um bem como qualquer outro, empregando a teoria geral da demanda para explicar sua procura.

A este conjunto de teorias pode referir-se como as abordagens clássicas da teoria da demanda de moeda, não sem razão facilmente encontráveis em qualquer livro texto a respeito do assunto.

Mais recentemente, como resultado do refinamento das teorias monetárias anteriores, bem como do desenvolvimento da macroeconomia como um todo, surgiram enfoques construídos sob um arcabouço de equilíbrio geral, através de uma perspectiva de otimização dinâmica, desenvolvidos tanto para justificar as

razões da existência da moeda e sua demanda, como para compreender seu papel e influência sobre as outras variáveis macroeconômicas.

Em conformidade com Walsh (1998), estes enfoques podem ser classificados, no que se refere à maneira de enfatizarem a necessidade da moeda no sistema econômico, em três classes: i) a que visualiza a moeda como um ativo útil para transferir recursos intertemporalmente – o modelo de Gerações Sobrepostas de Samuelson (1958) é um exemplo; ii) modelos que incorporam diretamente à função de utilidade do agente econômico a moeda, entendendo que esse obtém utilidade direta dessa última – modelo Moeda na Função Utilidade – cujo trabalho canônico é o de Sidrauski (1967); iii) classe de modelos que salientam o papel da moeda como meio de trocas, impondo custos de transação [McCallum e Goodfriend (1987)], requerendo-se moeda para financiar certos tipos de transação-modelos *cash-in-advance* [Clower (1967)] ou estabelecendo que a troca direta de mercadorias é mais custosa, na medida em que requer dupla coincidência de desejos [Kiyotaky e Wright (1993)].

Destarte, em seguida, objetivamos apresentar de maneira sucinta e direta a idéia geral e as equações fundamentais dos diferentes *approachs* referidos, discutindo além dos modelos clássicos, as abordagens desenvolvidas mais recentemente. Esta revisão nos capacitará a identificar as variáveis relevantes na determinação da demanda de saldos reais, bem como compreender a resposta qualitativa dessa demanda a variações nas variáveis que a explicam.

³ Humphrey (1992) apresenta bastante didaticamente estas controvérsias monetárias.

1.1.1 A Teoria Quantitativa

A teoria quantitativa da moeda (TQM) foi desenvolvida no início do século XX, simultaneamente por Fisher nos Estados Unidos e em Cambridge, por sobretudo Marshall e Pigou. Os enfoques, no entanto, são distintos. Fisher busca elaborar uma teoria que explique a determinação da renda nominal agregada. Por conseguinte, sua perspectiva se caracteriza pelo caráter macroeconômico, com ênfase nos fatores institucionais e tecnológicos que estabelecem o comportamento da velocidade de circulação do dinheiro e, portanto, da demanda por meios de pagamento. Em oposição, embora encontrem a mesma função de demanda de moeda de Fisher, na análise dos economistas de Cambridge predominam os aspectos microeconômicos, concentrados em entender as motivações que levam os indivíduos a reterem voluntariamente moeda em seu poder.

Assim, a equação característica é:

$$\begin{aligned}
 MV &= PT \\
 M &= k PT \quad k = \frac{1}{V} \\
 M^d &= M
 \end{aligned}
 \tag{1.1}$$

onde M corresponde à oferta de moeda, V à velocidade-transação da moeda, P ao nível geral de preços, T ao número de transações realizadas em alguma unidade de tempo, k a uma constante igual ao inverso da velocidade-transação da moeda e M^d à demanda de moeda.

De posse desta equação de trocas, Fisher estipula que no curto prazo, tanto a velocidade de circulação da moeda (V) como T são constantes. O argumento é que são fatores tecnológicos e institucionais que determinam a velocidade da circulação

da moeda (e portanto k), e estes mudam muito lentamente ao longo do tempo⁴. Desta forma, tem-se a teoria quantitativa da moeda, à qual afirma que o nível de preços é proporcional à quantidade de moeda, ou ainda, a moeda é neutra, na medida em que mudanças no seu estoque não afetam as variáveis reais da economia (neutralidade). Ademais, a demanda de encaixes monetários reais é função do volume de transações geradas na economia, salientando assim a função da moeda como meio de troca.

Por outro lado, no modelo de Cambridge, existe maior flexibilidade no que se refere às motivações dos indivíduos, vis-à-vis a análise fisheriana, tendo-se em vista que incorpora além do papel da moeda como meio de troca, seu emprego como estoque de riqueza. Nesse sentido, a demanda de moeda responde positivamente à elevação do volume de transações da economia e ao aumento do estoque de riqueza dos agentes. Observa-se, todavia, que a variável riqueza não aparece explicitada na equação (1.1) acima. Isso decorre do entendimento dos economistas de Cambridge de que, no curto prazo, a riqueza, o nível de renda e o volume de transações se mantêm relativamente estáveis, por conseguinte, a demanda de moeda é proporcional ao nível de renda do indivíduo e, no nível macro, da renda agregada da economia.

Não obstante, o coeficiente de proporcionalidade k se apresenta potencialmente menos estável sob a ótica da escola de Cambridge, pois a velocidade de circulação da moeda, V , não mais é uma variável determinada unicamente pelo contexto institucional e nível tecnológico, mas também pela restrição orçamentária, o custo de oportunidade e preferências individuais. Por

⁴ Bordo e Jonung (1987) apresentam evidência que entre 1870 e 1950 a velocidade de circulação nos países desenvolvidos (entre estes Estados Unidos, Canadá, Inglaterra e Dinamarca) é estável. Sem embargo, em países caracterizados por períodos inflacionários fortes, a referida velocidade é bastante instável. Ao passo que Bomhoff (1991), através de um *approach* com componentes estruturais não observáveis, verifica que as previsões realizadas para a velocidade relativo aos sete maiores países industriais não se deterioram, na comparação dos períodos 1980-1988 e o período anterior.

exemplo, nesse sentido, como a moeda pode ser demandada com vista a ser empregada como estoque de riqueza, essa decisão depende da taxa de juros corrente, bem como dos retornos esperados dos outros ativos disponíveis a compor o estoque de riqueza. Desta forma, k pode variar até mesmo no curto prazo, porquanto é influenciado por variáveis como taxa de juros e expectativas.

Destarte, as variáveis relevantes que podem vir a explicar a demanda de moeda em uma economia sob enfoque quantitativista constituem-se do nível de renda e riqueza, alguma medida do custo de oportunidade e fatores institucionais [Mies e Soto (2000)].

1.1.2 A Demanda por Moeda em Keynes

A partir de 1936, através do renomado A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda (1983), Keynes distancia-se da tradição clássica também neste tema, ao instituir um novo motivo que leva os agentes a demandar moeda: o motivo especulação.

Sua análise parte da divisão da procura por moeda em quatro distintos motivos. O motivo transação ou renda, precaução e motivo finanças são funções do nível de renda dos agentes. O primeiro está associado à necessidade de reter-se moeda para preencher o intervalo entre o recebimento da renda e seu gasto, enquanto o motivo precaução origina-se da necessidade de antecipar-se às contingências que requerem despesas súbitas ou propiciam oportunidades de compras vantajosas. O motivo finanças, introduzido por Keynes posteriormente à Teoria Geral, no bojo da refutação por economistas como Robertson e Ohlin à sua conclusão, qual seja, a caracterização da taxa de juros como um fenômeno estritamente monetário, ocorre devido à necessidade dos empresários de *cash* para cobrir o intervalo de tempo entre a tomada e a implementação da decisão do

investimento. Na suposição de que a taxa de investimento é constante ao longo do tempo, o motivo finanças é indistinguível da demanda de moeda para atender o motivo transação, respondendo positivamente ao nível de renda agregada da economia⁵.

O quarto, motivo especulação, assegura que não é irracional manter ativos monetários para satisfazer as oportunidades especulativas, desde que os agentes tenham razões para acreditarem em mudanças a seu favor no preço dos títulos (taxa de juros). Ou seja, contrário aos clássicos, Keynes afirma que apenas parte da demanda de moeda é proporcional à renda, ocorrendo que a parte remanescente é explicitamente dependente da taxa de juros. Esse excedente de moeda pós-determinação do estoque de moeda associado à renda, precisa ser destinado ou à compra de títulos, cujos retornos são mensurados pela taxa de juros (i), ou mantido em sua forma líquida. Dessa forma, quando a taxa de juros corrente encontra-se baixa, relativa a uma taxa de juros de equilíbrio (ou “normal”) que é subjetiva a cada indivíduo, a manutenção do estoque se manterá na forma de moeda, já que o agente sob estas circunstâncias acredita que o preço do título vá reduzir-se (elevação da taxa de juros). Por outro lado, se a taxa efetiva está acima da taxa considerada de equilíbrio, o agente demandará títulos, na perspectiva de auferir retorno com a elevação dos preços dos títulos (queda da taxa de juros).

Conforme Laidler (1985), sendo assim, em nível individual a demanda especulativa de moeda em Keynes é uma função descontínua da taxa de juros nominal. Dadas as circunstâncias da taxa de juros nominal, o estoque destinado à especulação de cada indivíduo está inteiramente sob a forma de moeda ou bônus, condicionado à taxa de juros de equilíbrio (subjetiva) que cada agente econômico possui. Por isso, haverá um *range* no qual não se alteram as decisões de portfólio

⁵ Oureiro (2000) discute pormenorizadamente no que se refere à determinação da taxa de juros, semelhanças e dessemelhanças envolvendo a comparação entre as abordagens preferência pela liquidez keynesiana e fundos

quando se muda a taxa de juros [(Mies e Soto (2000))]. Todavia, em nível agregado, a diversidade dos agentes concernente às respostas ao movimento na taxa de juros e a insignificância dos estoques individuais, torna a demanda de moeda uma função contínua e negativa da taxa de juros nominal corrente.

Por conseguinte, a demanda por moeda em Keynes pode ser representada como

$$\frac{M^d}{P} = kY + L(i) \quad (1.2)$$

Y representando a renda real e i a taxa de juros nominal. O primeiro termo à direita corresponde à demanda de moeda por transação, precaução e finanças, que são proporcionais à renda real, enquanto o segundo termo refere-se à demanda especulativa, função da taxa de juros e da riqueza, que corresponde ao estoque total de ativos da economia, essa última suposta constante e por isso omitida da equação acima.

Por fim, observa-se que a teoria da preferência pela liquidez keynesiana implica uma velocidade-renda da moeda não constante. Reescrevendo a equação

acima como $\frac{P}{M^d} = \frac{1}{kY + L(i)}$, multiplicando ambos os lados por Y e assumindo que

$M^d = M$ (equilíbrio no mercado monetário), obtém-se

$$V = \frac{PY}{M} = \frac{Y}{kY + L(i)} \quad (1.3)$$

onde V corresponde à velocidade-renda da moeda. Ou seja, na hipótese de uma elevação na taxa de juros, os agentes reduzirão seus estoques de encaixes

monetários reais para um dado nível de renda, redundando em maior velocidade de renda da moeda.

1.1.3 A Abordagem dos Estoques

Buscando conferir maior rigor aos modelos de demanda por moeda existentes até aquele momento, Baumol (1952) e Tobin (1956), desenvolveram independentemente um *approach* para explicar a demanda por moeda pelo motivo transação, que também incluía a taxa de juros como variável relevante. A idéia aqui é um processo otimizador, que busca racionalizar um *trade-off* entre reter grandes quantidades de moeda para transação e conseqüentemente obter menores receitas oriundas da aplicação em títulos, vis – à – vis a opção de reduzir os encaixes médios, contudo incorrendo em maiores custos de transação. Ou seja, considera-se que existem somente dois ativos na economia- moeda e outro ativo que renda juros- e que existe um custo fixo em converter o ativo que renda juros em moeda. Ademais, para simplificação teórica, supõe-se que todas as transações são perfeitamente antecipadas e que ocorrem num fluxo constante.

O saldo médio real de dinheiro é $\frac{C}{2}$, onde C representa o encaixe monetário real ao início de cada sub-período, quando o agente representativo vende títulos e recebe o montante correspondente em dinheiro. O custo de oportunidade, isto é, a remuneração de juros que se abdica ao manter encaixes reais expressa-se por $i\frac{C}{2}$, i correspondendo à taxa de juro nominal. Em seqüência, $b\frac{Y}{C}$ representa o custo de corretagem, b significando o custo de corretagem de cada transação com títulos, Y a renda real recebida pelo indivíduo ao início do período e a expressão $\frac{Y}{C}$ o

número de vezes a cada período que o agente converte bônus em moeda. Portanto, o custo total pago pela utilização de moeda é:

$$CT = b \frac{Y}{C} + i \frac{C}{2} \quad (1.4)$$

Para o indivíduo racional que retém moeda, o problema se reduz a minimizar a expressão acima, cuja variável de controle é C . Resolvendo, obtém-se:

$$C^* = \left(\frac{2bY}{i} \right)^{\frac{1}{2}}$$

Em virtude da demanda de saldos reais, $\frac{M^d}{P}$, corresponder ao encaixe monetário real médio, $\frac{C}{2}$, chega-se a:

$$\frac{M^d}{P} = \frac{1}{2} \left(\frac{2bY}{i} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (1.5)$$

Ou seja, a demanda por encaixes reais é proporcional à renda real recebida pelo indivíduo, Y , e inversamente proporcional à taxa de juros. A elasticidade – juro da demanda por moeda é $-\frac{1}{2}$ e da renda $\frac{1}{2}$, verificando-se, portanto, ganhos de escala na manutenção da moeda. Além disso, uma redução nos custos de corretagem, b , devido às inovações tecnológicas, se traduz em diminuição na demanda de moeda.

O modelo acima é estendido para o contexto estocástico por Miller e Orr (1966), assumindo-se que os fluxos de renda real, Y , seguem um passeio aleatório⁶.

⁶ Ou seja, além da demanda de moeda pelo motivo transação, dado que agora os influxos são incertos, essa extensão do modelo de Baumol e Tobin está capturando também a demanda de moeda pelo motivo precaução, face ao risco de iliquidez.

O problema do consumidor permanece o mesmo, ou seja, minimizar os custos de transação e os juros líquidos que se perdem ao manter moeda.

O resultado do processo otimizador, nesse caso, determina que o estoque monetário real desejado segue uma regra do tipo (S,s) . Quando o estoque de moeda supera o limite superior (S) ou são menores que o limite inferior (s), os agentes ajustam seus portfólios; em qualquer outro caso os saldos monetários não se alteram [Mies e Soto (2000)]. A elasticidade-juro resultante é de $1/3$, menor do que $1/2$ da abordagem Baumol- Tobin. A elasticidade-renda depende do tratamento que se dá à variância dos estoques monetários, localizando-se em qualquer caso abaixo de $1,0$ [Goldfeld e Sichel (1990)].

1.1.4 Modelo de Seleção de Ativos

A perspectiva desta abordagem, cuja origem deve-se ao artigo de Tobin (1958), corresponde à decisão do agente em como dispor seu portfólio. A preocupação precípua desta análise consiste em determinar a distribuição ótima entre moeda e títulos de parcela fixa da riqueza destinada a ser retida em ativos do mercado financeiro⁷. Aqui, os saldos monetários se determinam como resultado da otimização de uma carteira de ativos, face às condições de incerteza. A moeda, ativo livre de risco (valor nominal constante), é demandada em função de proporcionar diversificação ao risco existente na carteira do agente.

Os indivíduos têm como opção moeda e títulos. Moeda não rende juros, somente rendimentos implícitos. Por outro lado, os títulos pagam taxa de juros r e incorrem em ganhos ou perdas de capital, G . Esses são aleatórios, com média zero

⁷ Ou seja, a teoria parte da hipótese que a proporção da quantidade de riqueza a ser mantida em ativos financeiros (entendido como moeda e títulos) é fixa. O cerne da questão reside em como distribuir otimamente esse estoque de riqueza, tendo-se moeda e títulos como ativos disponíveis, em um contexto de incerteza.

e variância s_G^2 . Conseqüentemente, o retorno esperado dos bônus é $E(r_b) = E(r+G) = r$.

O fator de proporcionalidade a indica a proporção de ativos de risco na carteira do agente. Dessa forma, o retorno esperado do portfólio é $E(r_p) = a r$, com variância (medição do risco da carteira), s_p^2 , igual à $a^2 s_G^2$. Infere-se, portanto, como já havia sido aduzido, que maiores detenções de moeda (redução de a) reduzem o risco inerente à carteira do agente.

Através de algumas manipulações algébricas, pode ser obtido:

$$\begin{aligned} s_p^2 &= a^2 s_G^2 \\ E(r_p) &= m = r \frac{s_p}{s_G} \end{aligned} \tag{1.6}$$

onde o retorno esperado derivado do portfólio do agente é função positiva da taxa r paga pelos títulos, todavia ponderada pelo nível de risco $\left(\frac{s_p}{s_G}\right)$.

O problema do agente é maximizar uma função de utilidade, $U = U(m, s_p^2)$, para um dado r , à qual é positivamente relacionada com o primeiro termo (o retorno esperado da carteira do agente) e, caso os agente sejam avessos ao risco, negativamente relacionado com o segundo termo (o risco inerente ao portfólio). Das condições de maximização, obtemos uma função que determina a proporção a^* , a qual responde, para um risco constante, positivamente às elevações na taxa de juro r ; ao passo que, para um dado r , negativamente ao desvio padrão do portfólio. Em suma, se o risco não é um bem inferior, é possível explicar a dependência inversa entre a demanda de dinheiro e a taxa de juros. Essa demanda pode ser expressa como se segue:

$$M^d = [1 - a^*(m^*, s_p^*)]W \quad (1.7)$$

onde W representa a riqueza dos agentes. Assim, resulta em existência de uma relação negativa entre demanda de moeda e taxa de juros e uma relação positiva entre esta demanda e a riqueza dos agentes.

Finalmente, cabe ressaltar duas imprecisões desse *approach*: primeiro, a moeda não possui retorno livre de risco em termos reais e, segundo, sob os pressupostos do modelo, a existência de ativos que possuam características de risco similares à moeda, porém com retorno maior, implicariam uma demanda por moeda igual a zero [Mies e Soto (2000)].

1.1.5 A Moderna Teoria Quantitativa da Moeda

Em seu artigo de 1956, Friedman reformulou a TQM, argumentando que a demanda por moeda, como a de qualquer outro bem particular, não possui idiosincrasias que justifiquem uma teoria particular para explicá-la. Ou seja, a demanda de moeda pode ser explicada pela teoria geral da demanda.

Coerentemente, portanto, considera a demanda por encaixes reais dependente, fundamentalmente, do retorno relativo esperado dos ativos existentes e da restrição orçamentária do agente, estendida para uma medida ampla de riqueza, que inclui componentes humanos, físicos e financeiros. A equação estipulada por Friedman é:

$$\frac{M^d}{P} = f(Y_p, r^e - r_m, r_x^e - r_m, \mathbf{P}^e - r_m) \quad (1.8)$$

onde Y_p é a renda permanente em termos reais, derivada do estoque de riqueza⁸, r^e é a taxa de juros esperada dos bônus, r_x^e o rendimento esperado dos papéis de renda variável, p^e a taxa de inflação esperada, que pode ser entendida como o retorno esperado dos ativos reais e r_m^e o retorno esperado da moeda em serviços. Com efeito, está implícito que a moeda rende um fluxo de “serviços” ao seu possuidor, não pecuniários, mas que representam a particularidade de disponibilidade de liquidez imediata; ou r_m pode representar alguma efetiva taxa de juros paga sobre a moeda, requerendo, como afirmam Mies e Soto (2000), uma medida ampla de moeda (circulante, títulos públicos, etc) para manter a consistência da análise. Neste sentido, a teoria de Friedman caminha em direção à conceituação da moeda de modo mais amplo, enquanto as teorias até aqui abordadas tratam do agregado mais restrito. Ademais, observa-se que a equação (1.8) está excluindo fatores institucionais, de caráter tecnológico, ou até mesmo a razão riqueza humana/ riqueza não humana, que Friedman considerava importante, mas de difícil mensuração.

Na consideração de períodos não inflacionários e simplificando o retorno esperado dos diversos ativos da economia a uma taxa r^9 , representativa do custo de oportunidade em deter encaixes monetários, a expressão da demanda de moeda pode ser escrita como:

⁸ Y_p é definida por Friedman como $Y_p = rW$, onde r é o rendimento aplicado sobre a riqueza total W , ou alternativamente, como a renda resultante da seguinte equação, onde $0 < a < 1$:

$$Y_p = a Y_t + (1 - a)Y_{t-1} + (1 - a)^2 Y_{t-2} + \dots$$

ou seja, uma média ponderada das rendas correntes e passadas da unidade de riqueza.

⁹ Esta simplificação torna-se possível ao assumir que as diferentes taxas de rendimento dos diversos ativos movem-se simultaneamente em sentidos iguais ou circunscrevem uma taxa de juros média. Todavia, na interpretação de alguns autores [ver Hillbrecht (1999)], a não consideração de movimentos concomitantes entre os retornos esperados dos diversos ativos alternativos à moeda constitui-se um dos aspectos fundamentais que distinguem a abordagem de Friedman e Keynes.

$$\frac{M^d}{P} = f(Y_p, r) \quad (1.9)$$

Em seu artigo, Friedman considerou que a elasticidade-renda é superior a unidade e que a elasticidade-juro não é significativamente diferente de zero. Deste modo, $\frac{M^d}{P} = kY_p$, onde $k = \frac{1}{V}$, ou seja, a velha equação quantitativista.

Por fim, contrariamente à assertiva keynesiana, para a qual uma alteração na oferta monetária impacta a economia real somente indiretamente através da taxa de juros, a abordagem de Chicago, através da inclusão de bens reais como ativos possíveis de serem carregados pelos agentes, permite que este impacto também ocorra diretamente, por meio da compra de bens. Destarte, um excesso monetário hipotético gera uma demanda adicional no mercado de bônus e/ou bens, atuando sobre o produto indiretamente através da queda da taxa de juros e diretamente através da elevação na aquisição de bens. Ademais, como salientam Mies e Soto (2000), Friedman considera que as flutuações na oferta de moeda causam alterações no produto nominal, enquanto a escola keynesiana argumenta que o efeito acontece sobretudo na velocidade de circulação.

1.1.6 Modelo de Gerações Sobrepostas

Esta abordagem, originária em Samuelson (1958), ilustra como a presença da moeda pode resolver o problema da ausência de desejos coincidentes em um explícito contexto intertemporal. A ênfase recai sobre o papel da reserva de valor da moeda, cuja existência desta efetiva um mecanismo de transferência eficiente de recursos no tempo e concomitantemente permita a “suavização” do consumo.

O tempo é discreto e os indivíduos vivem por dois períodos. N_t indivíduos são nascidos no tempo t e a população cresce à taxa n , para com efeito, $N_t = (1+n)^t$. Num instante de tempo, se assume que existem indivíduos de distintas idades: os jovens (nascidos em t) e os velhos (em $t-1$). Ademais, em um simples *framework*, cada indivíduo quando jovem é “presentado” com uma unidade de consumo, porém o mesmo não ocorre com os velhos. Supõe-se que os bens são perecíveis. Por fim, a função de utilidade de um indivíduo nascido no tempo t é dada por $U(c_{1t}, c_{2t+1})$, c significando o nível de consumo.

Não havendo moeda, o modelo exhibe equilíbrio descentralizado que não é nitidamente Pareto ótimo [Blanchard e Fischer (1989)]. Os jovens podem desejar postergar o consumo, deixando-o para o período seguinte, permutando bens desse período contra bens do próximo. Mas não há como se efetivar tal desejo, pois os jovens somente podem comercializar no primeiro período com os velhos, que não existirão no período seguinte e, por isso, não estarão disponíveis para entregar os bens no período que segue.

Todavia, suponha que no tempo zero ocorra a introdução da moeda e, doravante, todos acreditem que será possível trocar moeda por bens ao nível de preços P_t no período t . Nesse caso, o problema de maximização de um agente nascido no tempo t se expressa:

$$\begin{aligned} \text{Max } & U(c_{1t}, c_{2t+1}) \\ \text{s.a } & P_t(1 - c_{1t}) = M_t^d \quad P_{t+1} c_{2t+1} = M_t^d \end{aligned} \tag{1.10}$$

onde M_t^d é a demanda de moeda.

Ora, os indivíduos agora podem consumir em ambos os períodos. Basta vender bens e obter moeda quando jovens e, posteriormente, vender moeda e obter

bens quando velhos. Para efeito de simplificação, assume-se perfeita previsão, ocorrendo igualdade ente o nível de preços esperado e observado. Das condições de primeira ordem,

$$\frac{M_t}{P_t} = L\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) ; 1 + p_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} \quad (1.11)$$

$$\frac{M_t}{P_t} = L\left(\frac{1}{1 + p_t}\right)$$

onde p é a taxa de inflação. Ou seja, a demanda por encaixes reais depende inversamente da evolução da taxa de inflação. Em especificações que incluem bens de capital como ativo passível de carregamento, a conclusão é semelhante: caso a inflação cresça à taxa menor do que a depreciação do capital físico, somente a moeda é valorada e os bens de capital não são armazenados; ao contrário, quando a inflação supera a taxa de depreciação, a moeda não é demandada; quando estas taxas são iguais, a demanda de moeda será indeterminada, com os indivíduos indiferentes à maneira de transferir sua riqueza no tempo (se moeda ou bens).

Nota-se, portanto, a ênfase no papel de reserva de valor da moeda, um mecanismo de transferência eficiente de recursos no tempo que simultaneamente permite a “suavização” do consumo, na hipótese de contextos de inflação reduzida.

Segundo Mies e Soto (2000), o modelo falha ao identificar o motivo pelo qual os agentes demandam moeda mesmo quando existem ativos que rendem uma taxa de juros real maior. Um ativo cujo retorno é maior do que a inflação é sempre preferível à moeda e, por conseguinte, a demanda por esta é nula. Ademais, resulta que a política monetária ótima é aquela com a inflação mais baixa possível. Isto

porque, se há manutenção de moeda, é socialmente ótimo que esta perca o menor valor possível (p mínimo).

1.1.7 A Moeda na Função Utilidade

Esta abordagem deriva-se da incorporação ao modelo neoclássico padrão de agentes cuja satisfação da utilidade advém diretamente do consumo de bens e da detenção de moeda. Destarte, sob razoáveis supostos acerca da função utilidade, este procedimento assegura, no equilíbrio, demanda positiva de moeda.

A introdução da moeda diretamente na função utilidade é alvo de freqüentes críticas, uma vez que esta é intrinsecamente inútil [Walsh (1998), Mies e Soto (2000)] e dessa forma não possui nítido motivo para ser demandada. Não obstante tenham-se desenvolvido modelos (apresentados mais à frente) que enfatizam a função transacional da moeda, e portanto elegem justificativa bem fundamentada para sua demanda, Brock (1974), entre outros, desenvolvem “modelos transacionais” que podem ser representados com mais parcimônia através de simples introdução da moeda diretamente na função utilidade.

Ao agente representativo cabe maximizar intertemporalmente, com respeito ao consumo e encaixes monetários, sujeito a uma restrição orçamentária

$$\text{Max } W_{c_t, m_t} = \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t U(c_t, m_t) \quad (1.12)$$

onde $0 < \mathbf{b} < 1$ é uma subjetiva taxa de desconto, c_t é o consumo per capita no período t e m_t corresponde aos encaixes monetários reais per capita.

A restrição orçamentária da economia é:

$$Y_t + t_t N_t + (1-d)K_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{P_t} = C_t + K_t + \frac{M_t}{P_t}$$

onde Y_t é o produto agregado, K_{t-1} é o estoque de capital agregado no início do período, $t_t N_t$ é o valor real agregado das transferências governamentais, d é a taxa de depreciação do capital físico (entre 0 e 1) e $\frac{M}{P}$ corresponde ao estoque monetário real agregado. Assumindo constantes retornos de escala, o produto per capita será função do estoque de capital per capita, $y = f(k_{t-1})$. Destarte, dividindo-se ambos os lados da restrição orçamentária por N_t (a população), obtém-se a versão per capita da restrição

$$f(k_{t-1}) + t_t + \frac{1-d}{1+n} k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{(1+p_t)(1+n)} = c_t + k_t + m_t \quad (1.13)$$

com p correspondendo à taxa de inflação e n correspondendo à taxa de crescimento da população, suposta zero para fins de simplificação.

Através da maximização, obtém-se, em estado estacionário:

$$f_k(k^{SS}) = \frac{1}{b} - (1-d) \quad (1.14)$$

$$c^{SS} = f(k^{SS}) - dk^{SS}$$

com k^{SS} e c^{SS} representando os níveis de capital e consumo no estado estacionário, respectivamente, e f_k a produtividade marginal do capital. Em equilíbrio, portanto, esses valores independem das condições monetárias e também de qualquer parâmetro localizado na função utilidade, com exceção do fator de desconto b . Em

outras palavras, a moeda é superneutra¹⁰. Ademais, ao analisar-se a determinação da taxa de inflação nesse modelo, verifica-se que responde exclusivamente à taxa de crescimento da moeda nominal, implicando que no estado estacionário os saldos monetários reais são constantes [Walsh (1998)].

A equação de demanda de moeda obtém-se das condições de primeira ordem

$$\frac{U_m(c_t, m_t)}{U_c(c_t, m_t)} = \frac{i_t}{1+i_t} \quad (1.15)$$

onde U_m é a utilidade marginal da moeda e U_c a utilidade marginal do consumo. Isto implica que no ótimo a razão das utilidades marginais deve ser igual ao preço relativo do custo de oportunidade da moeda em termos de bens de consumo. Ou seja, o preço ou o custo de oportunidade de reter moeda é diretamente relacionado com a taxa de juros.

Comumente, os trabalhos empíricos utilizam a função logaritmo para representar esta associação, originando a seguinte estrutura entre a moeda, a variável de escala (aqui o consumo) e o custo de oportunidade

$$\log m_t^d = q_0 + q_1 \log c_t - q_2 \log \frac{i_t}{1+i_t} \quad (1.16)$$

Devem ser ressaltados, contudo, alguns pontos. Como afirmam Mies e Soto (2000), o que foi obtido é a equação de demanda de moeda individual. Ao passar

¹⁰ Uma importante discussão ocorre entre variações no nível da oferta de moeda nominal e variações na sua taxa de crescimento. Proporcionais variações no nível de M e P , que não alterem M/P , não produzem efeitos reais. Assim, é descrito que o modelo exibe neutralidade da moeda. Contudo, se os preços não se ajustam imediatamente em resposta a variações em M , no curto prazo este modelo exibirá não neutralidade, todavia a moeda ainda mantenha-se neutra no longo prazo, quando o ajustamento completa-se. Por outro lado, um modelo exibe superneutralidade se o equilíbrio real é independente da taxa de crescimento da oferta de moeda nominal.

para o nível agregado, deve-se atentar para as questões pertinentes ao problema de agregar-se funções de demanda derivadas de indivíduos que possivelmente possuem distintas preferências e níveis de riqueza, assim como quanto à heterogeneidade dos agentes, quando constituídos, por exemplo, por famílias e empresas. Isto requer uma extensão do modelo para incluir agentes múltiplos [ver também Fischer (1974)]. Finalmente, observa-se a limitação desse modelo, porquanto para uma determinada trajetória de consumo, maiores estoques monetários reais elevam a utilidade dos indivíduos, mesmo quando estes nunca são utilizados para a compra de bens [Walsh (1998)].

1.1.8 A Moeda e os Custos de Transação (*Shopping-Time Model*)

A crítica mais comum realizada aos modelos sob a estrutura anterior referem-se ao fato de que a introdução da moeda na função utilidade carece de justificativa, dado que a moeda não gera ganhos diretos *per se*. Portanto, desenvolveram-se modelos que recuperaram a abordagem Baumol-Tobin, que microfundamentaram o papel da moeda, destacando a atuação desta como insumo necessário e conveniente para a realização de transações. Ou seja, a manutenção da moeda nos modelos de motivação transacional se justifica pela capacidade desta de propiciar aos seus detentores menor tempo e menor quantidade de energia gasto na condução de suas compras (“*shopping*”), em relação ao que se obteria sem o emprego desse meio de troca. Conseqüentemente, o problema envolve otimizar o *trade-off* reter moeda e se beneficiar do esperado benefício transacional (maior agilidade nas compras) vis-à-vis comprar títulos, incorrendo em maior tempo na condução das compras, todavia auferindo o juro pago pelo ativo financeiro.

O modelo de McCallum e Goodfriend (1987) insere-se neste *approach*. O modelo consiste de três ativos: moeda em termos reais (m), títulos (b) e capital (k). O agente representativo precisa maximizar a seguinte função de utilidade intertemporal

$$U(c_t, l_t) + \mathbf{b}U(c_{t+1}, l_{t+1}) + \mathbf{b}^2U(c_{t+2}, l_{t+2}) + \dots \quad (1.17)$$

Aqui, c_t e l_t representam, respectivamente, o consumo de bens e o tempo destinado ao lazer durante o período t . A função U é crescente em ambos os argumentos (derivadas parciais primeiras positivas). O parâmetro \mathbf{b} é um fator de desconto positivo, mas menor que a unidade. O agente possui uma função de produção tecnológica, bem como um inicial estoque real de encaixe monetário (m_{t-1}), capital (k_{t-1}) e títulos (b_{t-1}), com i_{t-1} igual à taxa de retorno destes. Supondo a taxa de inflação igual a \mathbf{p} , a restrição orçamentária é igual a

$$f(k_{t-1}) + (1 - \mathbf{d})k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{1 + \mathbf{p}_t} + b_{t-1} \frac{(1 + i_{t-1})}{(1 + \mathbf{p}_t)} = c_t + m_t + b_t + k_t \quad (1.18)$$

Para capturar o papel da moeda como facilitadora de transações, McCallum e Goodfreind estipulam a função

$$l_t = \mathbf{I}(c_t, m_t) \quad (1.19)$$

a qual se assume ser positivamente relacionada com m_t e negativamente com c_t ¹¹. Ou seja, na realização do *shopping*, o agente despense tempo e energia. Este emprego de tempo e energia é positivamente relacionado ao volume de consumo, mas para um dado volume deste, negativamente associado ao encaixes monetários reais retidos. A razão é que a moeda facilita a transação. Destarte, l_t será negativamente relacionado com o consumo e positivamente relacionado com o estoque real de moeda.

A maximização sob estas circunstâncias rende a seguinte equação de demanda de moeda:

$$m_t = L(c_t, i_t) \quad (1.20)$$

Ela depende do consumo, que é variável que reflete as transações e da taxa de juros nominal. Sob supostos geralmente padrões para a função utilidade, a demanda por moeda responde positivamente ao consumo e negativamente à taxa de juros.

1.1.9 Modelos *Cash-in-Advance*

Esta abordagem é derivada da opção de muitos pesquisadores simplesmente assumirem explicitamente ou implicitamente que a moeda necessita ser usada em certas transações. Ou seja, a hipótese de que moeda compra bens, bens pagam moeda, mas bens não compram bens, hipótese conhecida como *cash-in-advance* [Clower (1967)]. Na verdade, essa modelagem diferencia-se do *Shopping-Time model* ao impor uma rígida restrição à natureza das transações, qual seja, em vez de

¹¹ Sob hipótese de constância pertinente à quantidade de trabalho do agente dedicado a produção, como sugere a função de produção ausente da quantidade de trabalho.

permitir intercâmbio entre moeda e tempo na realização das transações, requer que saldos monetários sejam detidos para financiar certos tipos de compras.

Uma simples versão do modelo de Clower assume que os bens precisam ser pagos com moeda retida no início do período. Em termos algébricos, o agente precisa resolver o seguinte problema de maximização intertemporal:

$$\begin{aligned} \text{Max } & \sum_{t=1}^{\infty} \mathbf{b}^t U(c_{1t}, c_{2t}, \dots, c_{nt}) \\ \text{s.a } & \sum_{i=1}^n P_{it} c_{it} + M_{t+1} + b_{t+1} = Y_t + M_t + b_t(1 + i_t), \end{aligned} \quad (1.21)$$

onde existem n bens de consumo, moeda (M) não rende juros, Y representa a renda inicial e os títulos (b) são remunerados à taxa i . Observa-se que na ausência de qualquer outra restrição, aliado à hipótese de juros positivos, a moeda não será demandada. Todavia, ao adicionarmos agora a restrição

$$\sum_{i=1}^n P_{it} c_{it} \leq M_t \quad (1.22)$$

estamos requerendo que o agente inicie o período com encaixes monetários suficientes para financiar a compra de bens de consumo. Por conseguinte, obrigatoriamente gera-se uma demanda diferente de zero por moeda.

Nesse mais simples *framework*, a restrição *cash-in-advance* leva a resultados muito diretos, com a velocidade consumo da moeda igual a 1,0, ou seja, o consumo real é igual aos saldos monetários reais detidos e, dado aquele, a elasticidade-juro da demanda de moeda é nula [Blanchard e Fischer (1989)]. Ademais, em especificações que incluem o ativo capital, também se nota que o modelo exhibe

superneutralidade [Walsh (1998)], com a taxa de inflação determinada pela taxa de crescimento da oferta monetária.

Com intuito de se resguardar de resultados sobejamente simples, pode-se estender o modelo incluindo bens que podem ser comprados com crédito, aplicando-se a restrição *cash-in-advance* somente a um subconjunto de bens¹², ou introduzir incerteza, que por seu turno pode implicar em desejado nível de consumo menor que a quantidade inicial de saldos monetários reais detidos.

Com efeito, a introdução da incerteza gera interessantes *insights*. Agora, o agente tem que determinar seu estoque de moeda a ser retido para um dado período antes da incerteza relevante referente ao período ter sido dissipada. Na presença da restrição de Clower, demandar mais moeda propicia ao consumidor maior flexibilidade ao realizar seu desejo de consumo. Nesse sentido, a presença da incerteza resulta numa demanda de moeda também motivada pelo desejo de precaução.

Supõe-se que o agente precisa tomar sua decisão de portfólio, com um horizonte em vista de dois períodos. Ele tem uma dotação Y que pode ser alocada em moeda ou títulos. Moeda não rende juros, porém pode ser utilizada para efetuar gastos tanto no período 1 como no período 2, ao passo que os títulos rendem juros, porém somente podem ser vendidos no período 2. Ademais, o indivíduo desejará despende ou no período 1 ou no período 2, mas não em ambos. Em vista disso, existe a probabilidade q dele desejar consumir no primeiro período e $(1-q)$ de consumir no segundo período. Denotando como t o momento em que o indivíduo realiza sua decisão de portfólio, o indivíduo auferirá utilidade $U(c_{t+1})$ se ele consumir em $t+1$ e $U(c_{t+2})$ se consumir em $t+2$.

¹² Ver Lucas e Stokey (1983,1987).

Em suma, o agente ao demandar moeda assegura certeza plena quanto à capacidade de realizar seu consumo como bem entender, ou no período 1 ou no período 2. Sem embargo, ao reter saldos monetários, está negligenciando o juro que poderia obter através da posse de títulos.

O problema de maximização que ocorre ao indivíduo no tempo t é como se segue. Ele aloca sua dotação inicial entre M_t e b_t . Se consome em $t+1$, este consumo é igual a $\frac{M_t}{P_{t+1}}$, ao passo que se consome em $t+2$, este é igual a $\frac{[M_t + b_t(1+i)]}{P_{t+2}}$. A utilidade esperada a ser maximizada é:

$$qU(c_{t+1}) + (1-q)U(c_{t+2})$$

ou

(1.23)

$$qU\left(\frac{M_t}{P_{t+1}}\right) + (1-q)U\left[\frac{M_t + b_t(1+i)}{P_{t+2}}\right]$$

A demanda de moeda pode ser obtida das condições de primeira ordem. No caso específico de constância concêntrica ao relativo risco de aversão (coeficiente g), a equação é

$$\frac{M_t}{Y_t} = \frac{1+i}{(1+p)^{\frac{(g-1)}{g}} \left[\frac{(1-q)}{q} i \right]^{\frac{1}{g}} + i} \quad (1.24)$$

onde p é a taxa de inflação entre os períodos $t+1$ e $t+2$ e i é a taxa de juros nominal.

Em resumo, o motivo precaução leva à demanda de moeda. Na hipótese de $g \neq 1$, encontra-se que esta depende do custo de oportunidade em reter moeda (taxa de juros) e da taxa de inflação. Observa-se que se os indivíduos são suficientemente avessos ao risco ($g > 1$), uma elevação na inflação, por exemplo, reduz a demanda de moeda para um dado Y ¹³[Blanchard e Fischer (1989)].

1.1.10 Modelos de Busca

Os modelos anteriormente apresentados caracterizam-se pela introdução da moeda nos modelos de equilíbrio geral. Todavia, nenhum destes explica rigorosamente o papel da moeda e sua interação com o restante da economia. Enquanto o enfoque de moeda na função utilidade não esclarece os motivos da introdução da moeda diretamente na função utilidade, a abordagem de custos de transação ainda não logrou modelar adequadamente a forma como o dinheiro produz “serviços” [Mies e Soto (2000)]. Por outro lado, como afirma Walsh (1998), os modelos que adicionam a restrição *cash-in-advance* são muito restritivos, impingindo não existência de meios alternativos aos encaixes monetários no que se refere à capacidade de efetivarem as desejadas transações. Além disso, embora a modelagem seja destinada a capturar o papel da moeda com o meio de troca, esta não especifica a tecnologia de transação, de modo que possamos compreender porque certos bens e ativos servem como moeda enquanto outros não.

A abordagem de Kiyotaky e Wright (1993) utiliza a “*search theory*” para motivar e compreender a existência de moeda fiduciária em uma economia,

¹³ Um modelo mais geral, que permite o intercâmbio entre moeda e títulos dentro de um mesmo período, pode ser encontrado em Blanchard e Fischer (1989).

salientando o aspecto de acordo social do dinheiro. Nesse modelo, a troca direta de bens é dispendiosa. Todavia, existe nessa economia a moeda, com propriedade de ser um seguro meio de troca, tornando o comércio menos caro. Vale dizer, no entanto, que impor à moeda esta característica equivale introduzi-la diretamente na função utilidade do indivíduo, como na abordagem Moeda na Função Utilidade.

Os agentes trocam bens que produzem (ou com os quais são dotados) por bens de consumo que desejam consumir ou por moeda, que por sua vez possibilitará um consumo posterior. No primeiro caso, a troca somente se efetiva quando um agente com um bem j e desejando consumir um bem k (agente jk), encontra um indivíduo que possui o bem k e deseja consumir o bem j (agente kj). Ou seja, requer-se dupla coincidência de desejos, o que implica uma limitação da possibilidade de troca direta quando o produto é altamente especializado. Conseqüentemente, deriva-se uma demanda de moeda transacional, pelo fato de que esta acelera o processo de busca e resultados, uma vez que as transações com moeda exigem apenas simples coincidência, isto é, um agente jk encontrar um agente kz , o primeiro possuindo moeda e o segundo disposto a aceitá-la. Nesse sentido, a possibilidade de um agente vir a aceitar moeda em troca de um bem é dependente da probabilidade deste indivíduo intermediar posteriormente este dinheiro por outros bens.

A moeda é supostamente indivisível, compra um bem por uma unidade de saldo monetário e não pode ser produzida por um agente privado. Supõe-se que os agentes são dotados com novos bens de acordo com um processo de Poisson, com taxa a (também interpretado como a tecnologia de produção). As oportunidades de transacionar ocorrem com probabilidade b . As trocas se efetivam quando há dupla coincidência relativa aos bens que os indivíduos desejam comercializar (com probabilidade x^2), ou através de simples coincidência, se existem agentes dispostos a receber moeda em troca de mercadorias (com probabilidade x). Ainda, denota-se

m a fração de indivíduos com moeda e s a probabilidade que um aleatório indivíduo aceitará moeda.

Por conseguinte, o agente pode estar situado em um dos seguintes três estados: i) esperando uma nova dotação de bens chegar (estado 0); ii) ter um bem disponível para intercambiar e estar aguardando um parceiro para o comércio (estado 1) ; iii) ter moeda e estar esperando o ensejo para a troca (estado m).

N_0 , N_1 e N_m representam a parcela da população em cada estado e V_i o valor da função de utilidade de cada agente econômico no estado i . Com b significando a taxa de preferência no tempo e dado que os agentes maximizam suas estratégias [ver Kiyotaki e Wright (1989) para derivação formal], as seguintes condições devem cumprir-se:

$$\begin{aligned} bV_0 &= a(V_1 - V_0) \\ bV_1 &= b(1 - m)x^2(U - e + V_0 - V_1) + bm x [\max s_j (V_m - V_1)] \\ bV_m &= b(1 - m) s x (U - e + V_0 - V_m) \end{aligned} \quad (1.25)$$

A primeira equação nos diz que o retorno de aguardar uma nova dotação é igual à taxa de entrega desta multiplicado pelo benefício de passar-se do estado 0 ao estado 1. A segunda, o retorno ao agente quando este mantém um bem, bV_1 , é igual à soma de dois componentes. O primeiro é igual à probabilidade do agente representativo encontrar outro agente disposto a trocar mercadorias (em vez de moeda) $[b(1 - m)x^2]$ multiplicado pelo valor do consumo do bem trocado, U , líquido do custo de realizar este intercâmbio, e , mais o valor de transferir-se do estado 1 ao estado 0. O segundo componente é constituído da probabilidade do agente encontrar um outro disposto a trocar possuindo moeda ($bm x$) vezes a probabilidade maximizada do agente em questão aceitar moeda multiplicado pelo valor de transferir-se do estado 1 ao estado m . Por fim, a última das três equações

requer que o retorno derivado de deterem-se encaixes monetários iguale-se ao valor esperado de realizar intercâmbio por um bem dado que o indivíduo mantém moeda (ou seja, encontrar alguém não possuidor de moeda mas possuidor do bem que o agente deseja consumir, multiplicado pelo ganho líquido resultante deste consumo mais o valor de transferir-se do estado m ao estado 0).

No estado estacionário cumpre-se que $s_j = s$ para todos os indivíduos e que a proporção da população em cada dos três estados mantém-se constante. Neste contexto, três tipos de equilíbrio são possíveis. Se $s < x$, ou seja, a probabilidade de comercializar retendo moeda é menor do que detendo uma *commodity*, os agentes preferirão manter seus bens quando encontrarem outro agente (na ausência de dupla coincidência) em vez de comercializá-lo por moeda. Com efeito, como ninguém está disposto a aceitar moeda, esta não é valorada, e sua demanda é zero em equilíbrio. Um segundo equilíbrio possível ocorre se $s > x$, significando que ao manter moeda são maiores as chances de realizar intercâmbios, relativo à manutenção de um bem. Aqui, como todos os agentes estarão dispostos a deter encaixes monetários, em equilíbrio a demanda de moeda é positiva. Por fim, quando $s = x$, ocorre um equilíbrio misto, com os agentes aceitando moeda com probabilidade x , sob expectativa de que os outros indivíduos vão aceitá-la com igual probabilidade. A demanda de moeda neste caso será positiva, porém menor que no segundo caso.

Assim, o papel da moeda é expandir a proporção de indivíduos que preferem manter moeda e realizar trocas sob condições de coincidência simples de desejos. Como esta ocorre com maior probabilidade do que a dupla coincidência, a moeda é valorizada, porquanto reduz o processo de busca. Destarte, se obtém um equilíbrio monetário mesmo quando nenhum agente valoriza o dinheiro *per se* [Mies e Soto (2000)].

O modelo de Trejos e Wright (1995) flexibiliza a hipótese de bens não divisíveis e subseqüentemente, a suposição de que somente pode-se comprar uma unidade de bem por uma de saldo monetário. Obtém que alterações na oferta monetária afetam o produto, porque o nível do produto da economia torna-se determinado pelo numero de pessoas que mantém dinheiro [Mies e Soto (2000)].

1.2 Revisão dos Estudos Empíricos

Invariavelmente, todo trabalho de caráter econométrico precisa lidar com as dificuldades quanto à adaptação do modelo analítico a uma estrutura estimável. Pertinente à equação demanda de moeda, estas se encontram, sobretudo, na eleição das variáveis que melhor corresponderão ao modelo teórico e quanto à forma funcional.

A primeira questão encontrada pelos pesquisadores é quanto à definição conceitual de moeda a ser utilizada. Como já foi expresso, as distintas teorias enfatizam as diferentes funções que o dinheiro desempenha na economia. Conseqüentemente, os investigadores devem decidir que agregado monetário representa o mais próximo possível o papel que desempenha a moeda no modelo analítico.

Analisando o *survey* de Sriram (2001), do Fundo Monetário Internacional, verifica-se que a preferência recai sobre os agregados mais restritos, como M1 (moeda em poder do público mais depósito à vista). O mesmo ocorre na literatura nacional, onde a predominância pela utilização deste agregado é assaz nítida. Isto decorre do fato de que a maior parte dos trabalhos empíricos parte de modelos analíticos que justificam a demanda de moeda através de sua função como meio de pagamento, com efeito tornando o conceito de moeda encontrado nesses mais próximo de agregados tais como base monetária e M1. Além disso, entre outras

justificativas para o uso de agregados mais restritos, destacam-se: i) os agregados mais restritos de moeda tendem a ser mais homogêneos, em consequência, freqüentemente disponíveis em séries maiores e consistentes; ii) pesquisas que intentam guiar a política monetária empregam versões mais restritas de agregados monetários, pois estas se aproximam mais daqueles efetivamente controlados pela autoridade monetária; iii) agregados mais restritos excluem ativos que rendem juros, tornando mais fácil a mensuração do impacto causado no desejo de reter moeda oriundo de movimentos nas taxa de juros [Mies e Soto (2000)].

Utilizações de agregados monetários mais amplos, por outro lado, caracterizam-se por serem menos sensíveis às variações estruturais decorrentes de novos instrumentos financeiros e alterações nas leis que regulam o sistema financeiro. Em consequência, costumam redundar em estimações mais robustas e confiáveis [Mies e Soto (2000)]. Ademais, como advogam Goldfeld e Sichel (1990), a relação entre agregados monetários mais amplos e as variáveis de escala e de custo de oportunidade tendem a ser mais estáveis, relativo aos agregados mais restritos.

Quanto à variável de escala, a maioria dos modelos analíticos considera o consumo dos indivíduos como a variável mais adequada. Contudo, em grande parte dos países os dados de consumo e moeda referem-se ao agregado da economia e não aos agentes econômicos que formam a base da teoria. Até recentemente, em ambas as literaturas, estrangeira e nacional, predominava a utilização da variável produto interno bruto (PIB) como *proxy* para nível de consumo, número de transações ou mesmo para obter alguma medida de renda permanente. Todavia, pesquisas têm sido realizadas com o objetivo de encontrar-se variáveis de mais robustez, visto que o PIB apresenta a desvantagem de excluir transações de bens intermediários, transações financeiras e, sobretudo, operações do setor informal. Não obstante, como afirmam Goldfeld e Sichel (1990), os avanços são lentos.

Talvez a eleição da variável custo de oportunidade seja a questão mais controversa na modelagem da demanda por moeda. Conforme Sriram (2001), a literatura tem mostrado que estudos que não dão a devida atenção a esta problemática, produzem resultados freqüentemente pobres. Em países cujas contas de depósito não rendem juros, resulta natural supor que o rendimento do agregado monetário restrito é zero. Não obstante, quando os depósitos à vista são remunerados, o retorno é positivo, aproximando-se da característica de agregados monetários mais amplos, quando determinar o custo alternativo é bastante complexo [Mies e Soto (2000)]. Segundo Ericsson (1998), o tratamento do custo de oportunidade é de suma importância, principalmente se as inovações financeiras caracterizam a economia e o período em estudo. Esse rendimento pode decorrer de ativos financeiros ou reais domésticos, para uma economia mais fechada e, adicionalmente, estrangeiros, para uma economia relativamente mais aberta. Por outro lado, em economias em que os setores financeiros são pouco desenvolvidos ou nas quais a estrutura de juros não reflete o verdadeiro custo do crédito, o uso da taxa inflacionária é mais freqüentemente utilizada [Mies e Soto (2000)]. Nesse sentido, estudos centrados em países e períodos inflacionários, a taxa de inflação costuma ser a variável que melhor representa o custo relativo em deter moeda [ver por ex: Tourinho (1995), Triches (1992)].

Referente ao sinal dos parâmetros, a teoria econômica providencia hipóteses as quais devem ser contrastadas com os resultados empíricos. A variável de escala representa as transações da economia ou efeito riqueza, e é positivamente relacionada com a demanda por moeda. Por outro lado, alta taxa de retorno sobre ativos alternativos, face ao ganho em reter moeda, resulta em menor incentivo para a sua detenção, ou seja, uma relação inversa entre alta taxa de retorno sobre ativos alternativos e demanda por saldos monetários reais. Portanto, o sinal do coeficiente deve ser negativo. Nos casos em que a taxa de inflação seja a taxa escolhida para

mensurar o custo de reter moeda, espera-se que seu coeficiente também seja negativo, em face à perda de valor real da moeda.

Finalmente, a teoria econômica não providencia nenhum consenso quanto à correta forma matemática da função demanda por moeda [Sriram (2001)]. Há consenso e ascendência, no entanto, no emprego da versão log-linear e log-log [Zarembka (1968)]. Dessa forma, moeda e a variável de escala entram em logaritmos, com a variável custo de oportunidade em nível ou em logaritmo. Conseqüentemente, o coeficiente estimado para a variável de escala providencia a mensuração da elasticidade desta variável em relação à variável dependente, enquanto o coeficiente relacionado ao custo de oportunidade mede a elasticidade ou semi-elasticidade, dependendo de que forma foi introduzida na equação.

A revisão que segue destaca importantes pesquisas que tiveram preocupação similar à nossa, qual seja, providenciar evidência empírica acerca da estabilidade da função demanda de moeda. Embora não nos furtemos a apresentar as conclusões mais gerais, o que objetivamos é verificar a hipótese de um eventual consenso quanto a esta indagação.

1.2.1 Evidência Empírica - Estudos Estrangeiros

A partir do trabalho de Goldfeld (1976) a questão da estabilidade da demanda de moeda surgiu com força. Até meados da década de 70, a equação do tipo:

$$\ln \frac{M1_t}{P_t} = a_0 + a_1 \ln PIB + a_2 i + a_3 \ln \frac{M1_{t-1}}{P_{t-1}}, \text{ onde } \frac{M1}{P} \text{ representa o estoque real}$$

de moeda em poder do público + depósito bancário, PIB é o produto interno bruto real e i a taxa de juro de curto prazo, apresentava estabilidade nos parâmetros e elevada eficiência na predição dos valores futuros. Todavia, a partir de 1974,

passou-se a sobreestimar persistentemente os verdadeiros valores dos encaixes reais demandados, sugerindo quebra estrutural da função acima. O episódio, conhecido como *missing money*, originou uma nova agenda de pesquisas e as novas estimações passaram a ter a obrigação de explicar e reduzir o erro de previsão quando da predição a respeito do período de queda no saldo real demandado.

Judd e Scadding (1982) em estudo clássico reunindo evidências empíricas, afirmam que a causa mais provável da instabilidade verificada na equação de demanda de moeda nos anos 1970 se refere às inovações financeiras, que permitem ao público economizar em suas detenções de moeda. Estas inovações, por outro lado, teriam sido induzidas por períodos de alta inflação e elevada taxa de juros. Fair (1987) verificou a ocorrência de constância estrutural da equação de procura por moeda com especificação dinâmica para 27 países. Na maior parte de suas regressões, a variável dependente foi representada pela oferta monetária ajustada sazonalmente, enquanto o custo de oportunidade foi mensurado por uma taxa de juros curto prazo. A frequência dos dados foi trimestral, com a função especificada na forma log-log. Empregando a técnica econométrica mínimos quadrados ordinários na estimação, obteve resultados que apontam para relativa evidência de instabilidade nos parâmetros, tanto para o período anterior como posterior a 1973.

Labán (1987a) estuda a evolução da demanda por moeda no Chile, entre 1974-1986, através da estimação de parâmetros variáveis, utilizando para isso o algoritmo Filtro de Kalman. Sua especificação se constitui do logaritmo para M1 real e renda real e nível para taxa de juros de curto prazo. Estimando diretamente os parâmetros de longo prazo, obtém elasticidade-renda que se situa entre 1,2 e 2,0 e semi-elasticidade-juro entre $-0,02$ e $-0,20$. Na comparação com os parâmetros obtidos através de MQO, identifica significativa quebra por volta do início da década de 1980, concluindo pela instabilidade dos coeficientes no período.

Goldfeld e Sichel (1990) discutem questões teóricas, de caráter econométrico e reúnem evidências empíricas acerca de várias indagações, como existência ou não de economias de escala em reter encaixes reais, importância ou não da taxa de juros e inflação, entre outras. Embora reconheçam os esforços de alguns estudos em buscar explicar o episódio de *missing money* (Hafer e Hein (1982), Hendry, Baba, e Star (1985)), concluem que estes não logram sucesso completo. Apenas conseguem estabilidade em suas equações de maneira discutível, porquanto por um lado incluem variáveis no argumento destas difíceis de mensurar e interpretar economicamente, por outro apresentam nítida sensibilidade ao preciso período da amostra, ao presumido ponto de quebra e a exata natureza dos testes de estabilidade.

Hendry e Ericsson (1991) estimam uma equação para demanda de moeda na Inglaterra, dados anuais, para o período 1871-1975. A função tem como argumentos produto nacional líquido real, taxa de juros de curto e longo prazo e taxa de inflação. Verificada a cointegração, é estimado um mecanismo de correção de erros. Através de testes recursivos de estabilidade dos coeficientes, concluem que até 1970 os parâmetros apresentam-se estáveis, argumentando que mudanças dramáticas nas instituições financeiras e ocorrência de flutuação entre as principais moedas do mundo são as causas da inconstância do modelo após esta data.

Mehra (1993) investiga a estabilidade da demanda por M2 para os Estados Unidos, para o período 1953 – 1991, dados trimestrais. Através de cointegração e mecanismo de correção de erros, a função estimada apresenta as variáveis M2 real, produto real e a diferença entre a taxa de juros de comercial papers e a própria taxa que remunera M2 (mensurada como a média ponderada das explícitas taxa de juros pagas sobre os componentes de M2) representando o custo de oportunidade. A elasticidade-renda de longo prazo apresenta valor próximo a 1,0, enquanto a elasticidade-custo de oportunidade de longo prazo situa-se entre $-0,08$ e $-0,10$.

Utilizando-se do teste de Chow e de *dummies* na inclinação, encontrou-se evidência que os parâmetros são estáveis no período em análise.

Cuba e Herrada (1995) apresentam estudo econométrico para a demanda de moeda no Peru sob a forma de mecanismo de correção de erros, com verificação prévia de cointegração através das metodologias Engle –Granger e Johansen-Juselius, com o objetivo de verificar a existência de estabilidade ou não na demanda por encaixes reais. Os dados mensais recolhidos, compreendidos entre janeiro de 1991 e julho de 1994, se referem a M1 real como conceito de moeda, produto interno bruto real como *proxy* para o volume real de transações e taxa de juros sobre moeda estrangeira para a mensuração do custo de oportunidade. Através dos testes Cusum e de coeficientes recursivos aplicados à especificação dinâmica, rejeitou-se a hipótese de instabilidade, aceitando-se, portanto, a hipótese de exogeneidade débil dos parâmetros. Haug e Lucas (1996) estimam uma relação de longo prazo para a função demanda de moeda no Canadá, utilizando como variáveis, moeda, produto nacional bruto real e taxa de juro de curto prazo. Os dados encontram-se em frequência trimestral, período 1953-1990. Com o objetivo de angariar evidência acerca da constância da relação estimada, sujeitam as regressões a vários testes de estabilidade, entre estes o de Hansen. A hipótese de relação estável não pode ser rejeitada, todavia os autores reconhecem que os resultados encontrados são sensíveis ao período da amostra e ao método de estimação empregado.

Asilis, Honohan e McNelis (1993) analisam o comportamento da demanda por encaixes reais na Bolívia, período 1980-1998, caracterizado por taxas de inflação anual de até 20.000% e subsequente estabilização, que reduziu estas taxas abaixo de 25%. A análise empírica faz uso dos *approaches* correção de erros, parâmetros variáveis estimados através do filtro de Kalman e da modelagem GARCH para inflação esperada e variância da inflação. As equações não possuem

variável de escala (em regimes de inflação exacerbada esta não teria significância em influenciar o desejo de manutenção dos encaixes reais), somente de custo de oportunidade, aqui mensuradas pela taxa de inflação esperada (utilizando como *proxy* a inflação do período imediatamente anterior) e pela incerteza referente a esta, aproximada empiricamente pela construção da variância condicional. Os resultados indicam que ambas as mensurações do custo de oportunidade são significativas para explicar a demanda de encaixes reais. Por outro lado, a estimação através de parâmetros variáveis mostra correlação positiva entre a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio monetário e períodos de hiperinflação. Leone e Khamis (1999) utilizam para o México a análise de cointegração Jonhansen-Juselus, logrando encontrar forte relação entre M1 real, consumo real privado, e taxa de juros de 60 dias, com especificação logarítmica. Para o período compreendido entre janeiro de 1983 – junho de 1997, dados mensais, submetem o modelo dinâmico (este possuindo além das variáveis citadas, a taxa de inflação) a uma bateria de testes de estabilidade (coeficientes recursivos, teste de Chow e teste de Hansen), procurando verificar se a relação permanece estável depois da crise financeira de 1994. O *paper* conclui que a significativa redução na demanda por moeda sob a crise financeira pode apropriadamente ser explicada pela variação nas variáveis que historicamente explicam a demanda por encaixes reais no México, na seqüência da verificação que os parâmetros permanecem estáveis por todo o período.

Ramajo (2001) combina o modelo vetor de correção de erros e a abordagem TVP (*time varying parameters*) de modo a estimar uma função de demanda por M1 na Venezuela (dados trimestrais 1983-1994), mantendo fixos os parâmetros da estrutura de longo prazo, ao mesmo tempo permitindo aos coeficientes da especificação dinâmica variarem ao longo do período amostral. Justifica tal procedimento por entender que desse modo a especificação está apta a capturar

potenciais instabilidades e choques que podem ter alterado o desejo dos agentes no que se refere à demanda de moeda. M1 real é a dependente, usa renda real (o produto interno bruto deflacionado por um índice de preços) como variável de escala, e a taxa de juro nominal de curto prazo e taxa de inflação de forma a representar o custo de oportunidade. Demonstra que a estrutura de curto prazo é instável, sobretudo o parâmetro associado à renda. Ademais, observa-se um aumento em módulo ao longo do tempo no valor do coeficiente que expressa a velocidade de ajustamento, associando essa evidência às inovações financeiras e às reformas econômicas pelas quais passou a Venezuela.

Sriram (2001) em resenha de estudos concernentes à demanda de moeda utilizando cointegração e mecanismo de correção de erros (reunindo obras de países industrializados e em desenvolvimento), encontra que grande parte destes situa a elasticidade de longo prazo da variável de escala entre 0,75 e 1,0. Mies e Soto (2000) em trabalho similar restrito a estudos chilenos (porém compreendendo diversas técnicas econométricas), encontram que a elasticidade-renda é próxima a 1,0 e a semi-elasticidade da taxa de juro doméstica situa-se ente $-0,10$ e $-0,20$. Em ambos, não obstante, é impossível extrair sentença definitiva acerca da estabilidade da equação de demanda por encaixes reais, porquanto os resultados parecem depender sensivelmente do país abordado, do período amostral escolhido, da técnica de estimação utilizada e dos testes de estabilidade realizados.

1.2.2 Evidência Empírica – Estudos Nacionais

Barbosa (1978) procura através da reunião de diversos estudos realizados até aquele momento, responder diversas indagações de nível teórico-empírico acerca da demanda de moeda no Brasil. Referente à elasticidade-renda de longo prazo, a maior parte destes apresenta coeficientes entre 0,7 e 1,0. Quanto às variáveis

representativas do custo de oportunidade, encontra evidência da importância da taxa de juros nominal e da taxa de inflação entrarem simultaneamente como argumento na equação de demanda de encaixes reais. Como já ressaltamos, em consideração a estabilidade dos parâmetros, não encontra evidência bastante firme, ressaltando que a hipótese adotada *a priori*, de constância, não permite significativa inferência. Sem embargo, sob a perspectiva de estabilidade nos argumentos da função, a equação apresenta-se bastante estável, pois em geral três variáveis – taxa de inflação (esperada ou observada), taxa de juros nominal e renda real – explicam quase a totalidade da variação observada na caixa real.

Cardoso (1981) utiliza dados trimestrais das variáveis meios de pagamento, taxa de inflação, taxa de juros das letras de câmbio de 180 a 360 dias e renda real, obtida a partir dos índices de produção de cimento e veículos, de consumo de energia elétrica e da receita real do Tesouro. O período abordado se situa entre os anos de 1966 – 1979. Suas estimativas para a demanda de moeda encontradas através de MQO e Corc.-Orcutt encontraram elasticidade-renda aproximadamente unitária no longo prazo e que a taxa de juros pertence à demanda de moeda, com elasticidade de longo prazo abaixo de $-0,5$. Darrat (1985) e Gerlach e de Simone (1985) empregam as mesmas séries estatísticas e o mesmo período de Cardoso (1981), o primeiro utilizando a técnica de Almon e o segundo o método de distribuição auto-regressiva em simultaneidade ao uso de variáveis binárias para modelar os efeitos sazonais. Nesses estudos os testes de Chow mostraram que os parâmetros não são estáveis, fundamentalmente em função das inovações financeiras, que reduziram a necessidade de detenção de encaixes reais.

Guilhoto (1986) objetiva estudar a demanda de moeda para a economia brasileira, empregando variáveis tais como $M1$, $M2$ ¹⁴, renda real e taxa de juros

¹⁴ Atualmente corresponde à $M1$ + depósitos especiais remunerados + depósitos de poupança + títulos emitidos por instituições depositárias.

incidente sobre a dívida mobiliária do governo, todas sob transformação logarítmica. Os dados encontram-se em frequência trimestral, o período de análise compreendido entre 1970-1983. Ademais, o estudo empregou o método de expectativas adaptativas e o método ARIMA na construção duas variáveis explicativas não diretamente observáveis: a taxa de inflação esperada e a renda esperada. O teste de Chow demonstrou que somente com a utilização do conceito amplo de moeda a função permanece estável. Rossi (1988) busca verificar se realmente ocorreu uma quebra estrutural pós 1980 na função de demanda de moeda para o Brasil devido às inovações financeiras. Utiliza dados trimestrais para o período 1966/1985 das variáveis M1, taxa de juros nominal, renda real e taxa de inflação, com a equação linear nos logaritmos. Através de um esquema de ajuste parcial real, estima várias regressões com as quebras iniciando sucessivamente em 1974-I, 1974-II, etc. As estatisticamente mais significativas indicam quebras entre 1979-IV e 1980-III. Ademais, Rossi utiliza o modelo estimado até 1979 para prever o comportamento do estoque monetário real para o período 1980-1985, encontrando que os erros de previsão (diferença entre o valor previsto e realizado) são crescentemente positivos, indicando um deslocamento para baixo da função.

Triches (1992) estima diversos modelos de demanda por moeda, para o período compreendido entre 1972 e 1987, através da técnica MQO, com diversas conceituações de moeda, renda e juros. Entre as diversas conclusões, advoga que os modelos de demanda por moeda de curto prazo e de distribuição defasada tenderam a ser mais eficientes quanto ao tratamento funcional mais relevante para explicar os encaixes reais. Relativo à variável que mede o custo de oportunidade, a taxa de juros medida pela taxa de rendimentos das letras de câmbio melhor mensura o custo de oportunidade em demandar moeda, quando esta é definida de modo restrito. Para a elasticidade-renda, estas são sempre menores que a unidade, quando a forma funcional da demanda por moeda especificada é a de longo prazo. No

entanto, afirma que essas elasticidades têm apresentado um comportamento bastante irregular de um modelo para outro. Para a elasticidade-juro constatou-se que as estimativas, em sua grande maioria, apresentam sinais negativos, com valores algebricamente menores do que $-1/2$. Finalmente, conclui que os resultados evidenciam que para o período abordado, a relação entre a moeda demandada e as variáveis que a explicam é altamente instável.

Nakane (1994) estima a demanda por moeda para o Brasil trabalhando com o período que vai do primeiro trimestre de 1974 ao terceiro de 1988. Aplica o método econométrico mecanismo de correção de erros, incluindo distintas variáveis explicativas face as convencionais (como por exemplo, cotação do dólar no mercado paralelo). Embora conclua que a equação de demanda por moeda proposta apresenta aspectos não inteiramente satisfatórios do ponto de vista da interpretação de seus coeficientes, ela se mostra estável, servindo de base para a realização de testes de exogeneidade.

Tourinho (1995), analisando o período 1974 a 1992, dados mensais, propõe uma especificação para a demanda por base monetária real em processo de inflação elevada. Sugere o uso da transformada Box-Cox dos saldos reais de moeda, em vez da transformação logaritmo empregada por Cagan (1956), para estimar uma equação que é linear nas outras variáveis. A formulação empregou um mecanismo adaptativo de formação de expectativas para a taxa de inflação, sua variância e renda, completada com a introdução da taxa de juro real. Utilizou-se para a estimação um procedimento não linear de máxima verossimilhança. Entre os diversos resultados, ao nível de significância de 1%, os testes não são capazes de rejeitar a hipótese de estabilidade da equação.

Dias e Araújo (1998) analisam a demanda por moeda no Brasil através da aplicação de Redes Neurais, com dados trimestrais, entre o primeiro trimestre de 1975 e o segundo trimestre de 1997. Utilizam como variáveis M1 deflacionado

pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI), o nível de renda, também deflacionado pelo IGP-DI, a taxa de juros overnight e a inflação, representada pela variação do IGP-DI. Após a estimação realizou-se uma análise de sensibilidade, que implica verificar o efeito sobre os resultados da saída da rede decorrentes de variações de 1% em cada uma das variáveis de entrada (explanatórias). Os principais resultados indicam que as profundas transformações ocorridas desde a implementação do Plano Cruzado provocaram fortes impactos sobre a demanda por moeda, refletindo-se em oscilações acentuadas nas magnitudes das elasticidades-juro, renda e preços.

Lima e Ehlers (1997) estimam um modelo dinâmico com parâmetros variáveis através de uma abordagem bayesiana, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1973 e o quarto trimestre de 1995. A especificação da função demanda por M1 real inclui os componentes não observáveis tendência e sazonalidade e as variáveis taxa de inflação, taxa de juro nominal e produto interno bruto real, todas na forma logaritmo. Há evidência de contínuo aumento, ao longo do tempo, no valor absoluto da elasticidade-juro de curto prazo, e também de abrupto aumento nesta elasticidade no terceiro trimestre de 1983 e queda no primeiro quarto de 1990.

Albuquerque e Gouvêa (2002) utilizam-se de uma função de demanda de moeda para avaliar as políticas monetárias sob diferentes regimes no Brasil, checando a consistência dessas através da observação da liquidez de M1, dadas as previsões da inflação e produto, ambos condicionados a uma trajetória de taxa de juros. O período de análise é 1980-1999, dados mensais. A especificação final da equação principal se apresenta em diferenças (modelo taxa de crescimento), utilizando M1 real como moeda, consumo de energia elétrica como variável de escala, taxa de juros nominal de um dia como custo de oportunidade e variáveis sazonais, em seu formato padrão (binárias) e particular, função linear da taxa de

juros. Ademais, emprega um amplo conjunto de variáveis *dummy*, de maneira a capturar quebras e intervenções ocorridas no período. Os resultados finais apontaram elasticidade-renda de longo prazo igual a 0,52 e elasticidade-juro de longo prazo igual a -0,22.

2.0 REFERENCIAL METODOLÓGICO

Desde os anos 1950 vem-se estudando e desenvolvendo modelos que permitem a variação dos coeficientes ao longo do período amostral. Na literatura encontramos, entre outros, o modelo aleatório puro, primeiramente desenvolvido por Rao (1965) e Swamy (1970), o modelo de regressão adaptativa, de Cooley e Prescott (1973), modelos com troca de regimes (*switching regression*), inicialmente desenvolvidos por Goldfeld e Quandt nos anos 1970 e finalmente o filtro de Kalman (FK), originário da literatura de engenharia [Kalman (1960)], introduzido na econometria por Rosemberg.¹⁵

O filtro de Kalman tornou-se mais popular na econometria, em relação aos aludidos, porque permite a estimação de todo e qualquer modelo que possa ser escrito na forma espaço estado (*state-space models*), isto é, como nas equações iniciais da seção primeira, entre estes, os modelos ARIMA e os modelos de componentes não observáveis (modelos estruturais de séries temporais) [ver Harvey (1989)]. Todavia, pretendemos aqui derivá-lo num contexto de regressão, dado que é o contexto deste trabalho. Este capítulo, por conseguinte, segue compartimentado em duas seções: na primeira, derivamos o filtro de Kalman, discutimos sua relevância quanto aos objetivos do nosso estudo e traçamos um paralelo com as técnicas MQO e mínimos quadrados ordinários recursivos (MQOR). Na segunda seção, apresentamos um breve exemplo que enfatiza os motivos que nos levam a trabalhar com parâmetros variáveis na estimação da equação de demanda de moeda, vis-à-vis a regressão padrão com coeficientes fixos. Procuramos mostrar que ao permitir que os coeficientes mudem a cada instante ao longo do tempo, estamos adaptando o modelo econométrico à crítica de Lucas, à qual afirma que quando os agentes possuem expectativas racionais, seus

comportamentos mudam em resposta a alterações na política econômica, no contexto macroeconômico, político e institucional. O filtro de Kalman, dadas suas peculiaridades, confronta esta questão de como os agentes aprendem e se esforçam para prever o comportamento no tempo das variáveis de interesse, assumindo que eles utilizam eficientemente toda informação disponível.¹⁶

2.1 Elementos Metodológicos do Filtro de Kalman e Comparação com os Métodos Padrões

Sob uma perspectiva estritamente econométrica, os parâmetros de uma equação de regressão podem variar por diversos motivos : i) má especificação, ii) problemas de agregação, iii) não linearidades, entre outros [ver Madalla (1977), Labán (1987a) e Portugal (1993a)]. Não obstante, parece nos ser especialmente relevante a crítica elaborada por Lucas, que assegura que mudanças nas variáveis de política e contexto macroeconômico alteram os parâmetros pertencentes aos modelos econométricos. Por sorte, testes de diagnóstico existentes [ver Harvey (1989)] nos possibilitam afirmar se a variação nos parâmetros se deve a razão proposta (agentes maximizando intertemporalmente face às mudanças nas variáveis de política) ou por razões de ordem econométrica.

O filtro de Kalman tem como característica dividir o processo recursivo de estimação em dois passos. No primeiro, empregando todas as informações disponíveis até $t-1$, encontra-se a ‘melhor’ estimativa para o período t ; no segundo, atualiza-se esta estimativa utilizando a nova informação que se tornou disponível no período t . Com efeito, esta estimativa é a melhor no sentido de que minimiza o erro quadrático médio (EQMM).

¹⁵ Para um a resenha destes modelos, ver Madalla (1977) e Portugal (1993a).

Na sua forma mais geral, o filtro de Kalman pode ser escrito da seguinte forma:

$$Y_t = X_t' \mathbf{b}_t + U_t$$

$$\mathbf{b}_t = T\mathbf{b}_{t-1} + S_t c_t + R V_t$$

Na forma particular comumente aplicada à economia, considera-se a matriz S_t nula e a matriz R_t uma identidade. Desta forma, temos:

$$Y_t = X_t' \mathbf{b}_t + U_t \tag{2.1}$$

$$\mathbf{b}_t = T\mathbf{b}_{t-1} + V_t \tag{2.2}$$

$$U_t \approx N(0, H) = N(0, \mathbf{s}^2 I) \quad t=1,2,\dots,T$$

$$V_t \approx N(0, Q)$$

onde (2.1) é a equação de mensuração, associando a variável observável Y_t (um vetor quando é o caso de modelos multivariados) a um vetor de estados \mathbf{b}_t . Este, por seu turno, não observável, é regido pela equação de transição (2.2), à qual corresponde a uma estrutura markoviana de primeira ordem. Ou seja, \mathbf{b}_t , que é potencialmente distinto para cada período do tempo, está vinculado ao vetor de estado anterior (através da matriz T , conhecida *a priori*) e aos elementos de inovação que possibilitam capturar a história estocástica da economia¹⁷. X_t (a matriz de variáveis exógenas), T , Q e h são matrizes fixas conhecidas. Supõe-se ainda que os erros u_t e V_t são não auto-correlacionados, não correlacionados entre

¹⁶ Um modelo econométrico com parâmetros variáveis não somente se justifica pelo motivo aludido. Ver nota de rodapé número 25.

si e não correlacionados com o vetor de estados no tempo zero. Ademais, geralmente ambos são supostos distribuídos normalmente, embora a não normalidade não resulte em problema sério.¹⁸

Antes de seguirmos, dever-se-ia notar que, na equação (2.2) se $T = I_K$, cada coeficiente de regressão b_t segue um *random walk*. Por outro lado, se os elementos diagonais da matriz T são menores que 1, cada coeficiente segue um processo estacionário. Por último, se $T = I_K$ e Q é uma matriz nula, estamos simplesmente de volta à regressão padrão com coeficientes fixos.

Cabe ressaltar que o arranjo da equação (2.2), bastante simples, logra capturar dois efeitos centrais que contribuem para a formação do vetor de estados corrente: a influência da estrutura passada e a incidência de elementos estocásticos. Além disso, conforme supracitado, este arranjo torna a regressão padrão MQO um caso particular do método FK.

Quando da estimação do vetor de estados b_t , se utilizamos as informações disponíveis até o tempo t , estamos no processo de *basic filter*; ao passo que, se utilizamos toda informação amostral disponível (até o tempo T , ou seja toda a amostra), o processo é referido como *smoothing (suavização)* [ver Kim e Nelson (1999) e Portugal (1993a) para apresentação das equações de suavização]. Para nós, será mais relevante o primeiro processo.

De forma a obter a melhor estimativa de b_t , com informação disponível até $t-1$, devemos utilizar a equação (2.2), obtendo a equação de previsão abaixo:

$$b_{t/t-1} = T b_{t-1/t-1} \quad t= 1, 2, \dots, T \quad (2.3)$$

¹⁷ No contexto do presente trabalho, um modelo univariado, Y_t é um vetor 1×1 , X_t $1 \times K$, b_t $K \times 1$ e T e Q $K \times K$. Desta forma, doravante, apresentaremos matrizes 1×1 (escalares) em letras minúsculas.

Para encontrar a matriz de variância- covariância no período t , temos:

$$\text{Cov}(\mathbf{b}_{t/t-1}) = P_{t/t-1} = E[(\mathbf{b}_{t/t-1} - \mathbf{b}_t)(\mathbf{b}_{t/t-1} - \mathbf{b}_t)] \quad (2.4)$$

Utilizando-se (2.2) e (2.3) [ver Portugal (1993a) e Harvey (1989)], substituindo em (2.4), obtém-se:

$$P_{t/t-1} = TP_{t-1/t-1}T' + Q \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (2.5)$$

Por conseguinte, (2.3) e (2.5) podem, então, ser utilizadas para prever o vetor de estados \mathbf{b}_t e a matriz de covariância P_t no período t , dadas suas estimativas no período $t-1$.

Para a demonstração da equação de atualização para o vetor de estados e sua matriz de covariância, primeiramente definiremos o erro de previsão um passo à frente n_t

$$n_t = y_t - \hat{y}_{t/t-1} = X_t' \mathbf{b}_t + u_t - X_t' \mathbf{b}_{t/t-1} \quad (2.6)$$

$$n_t = X_t' (\mathbf{b}_t - \mathbf{b}_{t/t-1}) + u_t$$

Assim,

$$E(n_t) = X_t' E(\mathbf{b}_t - \mathbf{b}_{t/t-1}) + E(u_t) = 0 \quad ,$$

uma vez que $\mathbf{b}_{t/t-1}$ é não tendencioso. Ademais,

¹⁸ Neste caso, o estimador do FK seria EQMM somente entre os estimadores lineares.

$$\text{Var}(n_t) = E(n_t)^2 = (f_t) = X_t' P_{t/t-1} X_t + h \quad t= 1,2,\dots,T \quad (2.7)$$

A obtenção das equações de atualização para \mathbf{b}_t e P_t pode ser conseguida através da aplicação de mínimos quadrados generalizados (MQG) a um modelo de parâmetros variáveis.¹⁹ Baseando-se em Portugal (1993a), para tornar a prova simples, redefinamos o modelo do seguinte modo :

$$\begin{bmatrix} \mathbf{b}_{t/t-1} \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_t \\ X_t \end{bmatrix} \mathbf{b}_t + \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{t/t-1} - \mathbf{b}_t \\ u_t \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

ou em notação compacta:

$$y_t^* = X_t^* \mathbf{b}_t + u_t^* \quad (2.8)'$$

onde a matriz de covariância u_t^* é :

$$E(u_t^* u_t^*) = \Omega = \begin{bmatrix} P_{t/t-1} & 0 \\ 0 & h \end{bmatrix} \quad (2.9)$$

Aplicando MQG a (2.8) ,

$$\mathbf{b}_{t/t} = (X_t^* \Omega^{-1} X_t^*)^{-1} (X_t^* \Omega^{-1} y_t^*) \quad (2.10)$$

¹⁹ Ver prova em Harvey (1981).

onde $\mathbf{b}_{t/t}$ refere-se a uma estimativa de \mathbf{b}_t condicional às informações disponíveis até t .

Substituindo (2.7), (2.8) e (2.9) e simplificando a expressão:

$$\begin{aligned}\mathbf{b}_{t/t} &= \mathbf{b}_{t/t-1} + P_{t/t-1} X_t' f_t^{-1} (y_t - X_t' \mathbf{b}_{t/t-1}), \quad \text{ou mais resumidamente,} \\ \mathbf{b}_{t/t} &= \mathbf{b}_{t/t-1} + K_t (y_t - X_t' \mathbf{b}_{t/t-1})\end{aligned}\tag{2.11}$$

onde o ganho K_t de Kalman é :

$$K_t = P_{t/t-1} X_t f_t^{-1}$$

Pode-se mostrar que para a matriz de covariância encontra-se:

$$\begin{aligned}P_{t/t} &= P_{t/t-1} - P_{t/t-1} X_t f_t^{-1} X_t' P_{t/t-1} \\ P_{t/t} &= P_{t/t-1} - K_t X_t' P_{t/t-1}\end{aligned}\tag{2.12}$$

Observa-se através de (2.11) que o ganho K_t do filtro é usado para melhorar as previsões do vetor de estados. Ele determina a ponderação ótima acerca da nova informação a respeito de \mathbf{b}_t , contida no erro de previsão $n_t = y_t - X_t' \mathbf{b}_{t/t-1}$. Como afirma Cuthbertson (1988), K_t pode ser visto como representando o grau de incerteza associado à $\mathbf{b}_{t/t-1}$.

De forma a melhorar a intuição econômica do filtro de Kalman²⁰, utilizamos da interpretação de Kim e Nelson (1999), que nos parece bastante apropriada ao contexto deste estudo.

²⁰ Na seção 02, logo a seguir, busca-se aprofundar esta questão, através de uma breve discussão do “problema de extração de sinal” (“*signal extraction problem*”) ao qual os agentes fazem frente quando estão maximizando suas

Na equação (2.3), o estabelecimento de \mathbf{b}_t , dadas as informações disponíveis até $t-1$, é função de uma inferência acerca de \mathbf{b}_{t-1} , dada toda informação até $t-1$, devido a equação (2.2). Destarte, a insegurança a respeito de $\mathbf{b}_{t/t-1}$ é função de dois componentes: da própria incerteza sobre $\mathbf{b}_{t-1/t-1}$ e de Q , a matriz de covariância dos choques ocorridos sobre o vetor de estados \mathbf{b}_t , conforme a equação (2.5).

Além disso, observa-se em (2.6) que o erro de previsão se divide em dois termos. Um termo que corresponde ao erro de previsão devido ao erro acerca do vetor de estados ($\mathbf{b}_t - \mathbf{b}_{t/t-1}$) e um termo que se origina do erro de previsão devido à u_t , o choque aleatório sobre y_t em (2.1). Desta maneira, a variância condicional f_t é função da incerteza acerca de $\mathbf{b}_{t/t-1}$ e de h , a variância de u_t , de acordo com (2.7).

No que tange à equação de atualização (2.11), se deduz que $\mathbf{b}_{t/t}$ é uma média ponderada de $\mathbf{b}_{t/t-1}$ e da nova informação contida no erro de previsão n_t , ponderação esta determinada pelo ganho de Kalman K_t . Examinando este com mais percuciência, averigua-se que é uma função inversa de h , a variância de u_t ; e, dado X_t , uma função positiva da incerteza sobre $\mathbf{b}_{t/t-1}$ [Kim e Nelson (1999)].

Didaticamente, assumamos que \mathbf{b}_t e X_t são 1×1 . Conseqüentemente, K_t pode ser escrito como segue:

$$K_t = \frac{1}{x_t} \frac{p_{t/t-1} x_t^2}{x_t p_{t/t-1} x_t^2 + h} \quad \left| \frac{\partial K_t}{\partial (p_{t/t-1} x_t^2)} \right| > 0 \quad (2.13)$$

onde $p_{t/t-1}x_t^2$ é a porção do erro de previsão devido à incerteza associada à $\mathbf{b}_{t/t-1}$ e h é a porção do erro de previsão devido ao choque aleatório u_t . Com efeito, quando a incerteza a respeito de $\mathbf{b}_{t/t-1}$ eleva-se, relativamente maior peso é dado à nova informação contida no erro de previsão n_t . Como afirmam Kim e Nelson (1999), é bastante intuitivo, já que uma elevação na dúvida quanto à $\mathbf{b}_{t/t-1}$ pode ser interpretado como uma deterioração da informação contida em $\mathbf{b}_{t/t-1}$, relativo à contida em n_t .

Para finalizar a derivação do filtro de Kalman, devemos mostrar como obter os parâmetros desconhecidos h e Q (hiperparâmetros), anteriormente supostos conhecidos.²¹ Esta tarefa é levada a cabo através da decomposição do erro de previsão, em um arcabouço de máxima verossimilhança.

Como vimos, o filtro de Kalman nos providencia n_t e f_t , através de (2.6) e (2.7). Em adição, se \mathbf{b}_0 e $\{u_t, V_t\}_{t=1}^T$ são Gaussianos, a distribuição de y_t condicional às informações passadas (Ψ_{t-1}) é também gaussiano.

$$y_t / \Psi_{t-1} \approx N(y_{t/t-1}, f_t) \quad (2.14)$$

A função verossimilhança pode então ser escrita:

$$\ln L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(2\mathbf{p} f_{t/t-1}) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T n_t' f_t^{-1} n_t \quad (2.15)$$

que pode ser maximizada com respeito aos parâmetros desconhecidos do modelo.

²¹ Ver Harvey (1989), Portugal (1993a) e Kim e Nelson (1999) para demonstrações mais detalhadas.

Em casos de não estacionariedade do vetor de estados \mathbf{b}_t em (2.2), a função verossimilhança pode ser avaliada a partir da observação $t = t + 1$ ($t > 1$):

$$\ln L = -\frac{1}{2} \sum_{t=t+1}^T \ln (2\mathbf{p} f_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=t+1}^T \mathbf{n}'_t f_t^{-1} \mathbf{n}_t \quad (2.16)$$

onde t é grande o suficiente [ver Kim e Nelson (1999)]. Assim sendo, para o caso não estacionário do vetor de estado e começando com valores arbitrários para $\mathbf{b}_{0/0}$ e $P_{0/0}$, a avaliação da função verossimilhança a partir de $t = t + 1$ minimiza o efeito dos valores arbitrários iniciais sobre o valor da função verossimilhança [Kim e Nelson (1999)].

2.1.1 Estimação Recursiva

Em resumo, o filtro de Kalman se constitui das equações [(2.3), (2.5), (2.11) e (2.12)], estrutura que possibilita aos coeficientes e previsões se atualizarem quando novas observações se tornam disponíveis. Como já foi aludido, o processo efetua-se em dois passos. Primeiro, forma-se o previsor ótimo da observação seguinte, dada toda informação disponível até aquele momento. Em seqüência, se incorpora a nova observação ao estimar o vetor de estado, usando as equações de atualização e previsão. Se as observações se distribuem normalmente e se os estimadores correntes do vetor de estado são os melhores possíveis, os estimadores de previsão e atualização também serão [Labán (1987b)]. Como já afirmamos, sob suposto de normalidade, estes estimadores possuem a propriedade de EQMM.

A estimação do filtro é feita recursivamente. Dado \mathbf{b}_0 e P_0 , usamos (2.3) e (2.5) para obtermos uma estimativa inicial e , então, atualizá-las usando (2.11) e (2.12).

No que se refere aos valores iniciais, podemos empregar uma matriz de covariância $P_0 = K I$, onde K é um número muito grande. Por outro lado, pode-se estabelecer para $b_0 = 0$, sem qualquer problema, pois como K é grande, P_0 dominará b_0 . Com efeito, as primeiras estimativas não serão muito precisas, mas como o filtro de Kalman é invariável no tempo, tem-se a prerrogativa de suavizar os coeficientes após filtrá-los²².

2.1.2 Filtro de Kalman, Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ordinários Recursivos (MQOR)

En passant, observamos que as técnicas MQO e MQOR são casos particulares do filtro de Kalman. Caso a matriz T seja uma identidade e Q uma matriz nula, estamos de volta ao caso de parâmetros fixos.

Sobejamente sabemos que o estimador MQO em uma equação é

$$Y = X' b + e \quad e \approx N(0, S^2) \quad (2.17)$$

$$\hat{b} = (X'X)^{-1} X'Y$$

Também sabemos que este parâmetro é obtido “de uma vez só” (não recursivamente), mantendo-se, por definição, constante ao longo do período amostral.

Em relação à estimação MQOR, podemos utilizar o filtro de Kalman para obtê-la, pois o modelo relevante está representado no arcabouço de espaço de estado. Não obstante, é fundamental observar que neste caso o coeficiente

²² A escolha dos valores iniciais para o filtro de Kalman não é questão sem importância, sobretudo quando trabalha-se apenas com o processo de filtragem, dado o reflexo na variabilidade estrutural do vetor de estado e, por

verdadeiro não varia ao longo do tempo. Portanto, o vetor de estado deve tender para uma constante ao passo que novas observações forem sendo empregadas. Por conseguinte, o filtro de Kalman torna-se simplesmente um algoritmo para repetir a estimação MQO à medida que o tamanho da amostra aumenta.

Considere o modelo de espaço de estado:

$$y_t = X_t' \mathbf{b}_t + \mathbf{e}_t \quad (2.18)$$

$$\mathbf{b}_t = \mathbf{b}_{t-1}$$

onde $\mathbf{e}_t \approx N(0, \mathbf{s}^2)$ e $\mathbf{b}_0 = \mathbf{b}_{t-m} \approx N(\mathbf{b}_{t-m}, P_{t-m})$ ²³.

No MQOR, m observações ($> k$, o número de variáveis independentes) podem ser utilizadas para a obtenção das condições iniciais do filtro. As equações de previsão são:

$$\mathbf{b}_{t/t-1} = \mathbf{b}_{t-1}$$

$$P_{t/t-1} = P_{t-1} = \mathbf{s}^2 (X'X)_{t-1}^{-1} \quad (2.19)$$

Por outro lado, as equações de atualização são escritas da seguinte forma:

$$\mathbf{b}_{t/t} = \mathbf{b}_{t-1} + K_t (y_t - X_t' \mathbf{b}_{t/t-1}) \quad (2.20)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t X_t' P_{t/t-1}$$

conseguinte, na interpretação desta. Ver Harvey (1989), Portugal (1993a), Kim e Nelson (1999) e Ramajo (2001) para visões a respeito das soluções teóricas e práticas.

²³ Ver Cuthbertson (1988) e Portugal (1993a) para apresentação dos MQOR dentro do arcabouço de espaço de estado.

onde $K_t = (X'X)_{t-1}^{-1} X_t f_t^{-1}$ com $f_t = \text{var}(n_t) = \sigma^2 [1 + X_t'(X'X)_{t-1}^{-1} X_t]$. A série $\frac{n_t}{f_t}$ é

também conhecida como “resíduos recursivos” e é a base para testes de estabilidade CUSUM e CUSUMSQ [ver Harvey (1981) e (1989)].

O fundamental deste paralelo entre o filtro de Kalman, MQO e MQOR é observar que enquanto o K_t nos modelos TVP descontam as informações passadas de forma ótima em termos de previsão da variável dependente e do vetor de estado, nos modelos de coeficientes constantes ele é simplesmente função das variáveis predeterminadas contidas em X . Ou seja, todas as observações passadas têm o mesmo peso na determinação das estimativas correntes.

Por conseguinte, vê-se facilmente que o filtro de Kalman está mais bem capacitado a capturar quebras estruturais nas séries, de caráter transitório ou permanente, dado que é capaz de “aprender com os dados”, melhorando, através do desconto ótimo das observações passadas, a estimativa do vetor de estados e dos valores futuros da variável dependente.²⁴ Ademais, incorporando uma estrutura markoviana de primeira ordem para descrever a dinâmica dos coeficientes, o filtro de Kalman soluciona eficientemente a questão da “extração de sinais”, entregando soluções ótimas ao problema de estimação e previsão [Labán, (1987b)].

Em nível econômico, podem-se interpretar as técnicas não adaptativas como supondo agentes econômicos irracionais, que não revisam seus planos em face às mudanças no conjunto de informações y ; portanto, a estrutura do modelo em consideração é insensível a mudanças observadas no contexto macroeconômico e em regras e anúncios de política econômica.

²⁴ Ademais, o filtro de Kalman é capacitado a trabalhar com dados não estacionários, porque suas operações de filtragem e suavização produzem distribuições dos vetores de estado que são condicionais às realizações anteriores destes estados. Por esta razão, não estacionariedade não é um problema em si, e a ergodicidade pode ser satisfeita, implicando que as distribuições dos coeficientes têm significativa interpretação. Ver Bomhoff (1991) que expõem os argumentos em favor do filtro de Kalman em detrimento das técnicas de cointegração.

Por outro lado, o marco analítico que sustenta o uso do filtro de Kalman permite que os agentes sejam racionais, que revisem seus planos e decisões, implicando que o modelo é potencialmente sensível à evolução das distintas variáveis econômicas e institucionais.²⁵ A seção a seguir pretende, através de um simples modelo, exemplificar detalhadamente o impacto do comportamento maximizador dos agentes (sob a hipótese de racionalidade) sobre os parâmetros dos modelos macro-econômicos.

2.2 Modelos Macro-econômicos e Parâmetros Variáveis

A análise mais cuidadosa dos modelos teóricos abordados no capítulo 01 revela que sob o contexto de incerteza, quando o comportamento futuro das variáveis não é do conhecimento dos agentes, as equações de demanda de moeda exibem em seus argumentos variáveis de expectativa, ou seja, a trajetória futura das variáveis é relevante para a tomada de decisão no presente.

Tomemos, como exemplo, a equação de demanda de moeda asseverada por Milton Friedman

$$\frac{M_t}{P_t} = f(Y_p, r^e, p^e)$$

Com efeito, r^e e p^e são as taxas de juro e inflação que os indivíduos esperam vigorarem no futuro, portanto não conhecidas *a priori* no momento t . Por outro lado, o agente ao estimar seu nível de renda permanente, Y_p , muito provavelmente

²⁵ Ver Madalla (1977), Cuthbertson (1988), Labán (1987a), McNelis e Neftci (1982), Corbo e McNelis (1987), Bomhoff (1991), Portugal (1993b), Kim e Nelson (1999), Yang e Hwang (2001), Ramajo (2001), entre outros, para variados exemplos de motivação econômica sob a qual se julga apropriado considerar parâmetros estocásticos e que justificam a utilização do FK.

levará em conta não somente os níveis de renda passados, mas também os níveis de renda esperados no futuro. Mais formalmente

$$Y_p = f(\dots Y_{t-2}, Y_{t-1}, \sum_{s=t}^{\infty} b^{s-t} Y_s^e)$$

com Y_s^e correspondendo à renda esperada para o período s visto de $t-1$ e b ao fator de desconto. Caso o agente acredite que seus rendimentos se elevarão no futuro, nada impede que ele compute estes recebimentos esperados maiores, elevando a projeção da renda permanente.

Nesse sentido, torna-se fundamental estipular a maneira de como são formadas essas expectativas. Poderíamos supor o modelo de expectativas adaptativas

$$x_t^e = x_{t-1}^e + a(x_{t-1} - x_{t-1}^e)$$

onde a projeção da variável em questão torna-se função de seu desempenho passado. Embora válida, essa hipótese possui um defeito assaz nítido, qual seja, em alguns contextos pode levar a erros sistemáticos²⁶. Ademais, a hipótese de expectativas adaptativas torna a projeção da variável função apenas de seu desempenho passado, descartando qualquer influência advinda das mudanças na política econômica sobre a formação das expectativas. Em suma, uma hipótese pouco verossímil.

Em contrapartida, no tocante ao filtro de Kalman, vimos que o marco analítico que o sustenta se caracteriza pela permissão que os agentes sejam

²⁶ Por exemplo, se o Banco Central permanentemente expande a taxa de crescimento da oferta monetária, os indivíduos sempre cometerão erros, todas às vezes prevendo a taxa de inflação abaixo da realmente observada.

racionais (não cometam erros sistemáticos), revisando seus planos e decisões, implicando que mudanças nas regras de política sistematicamente alterarão a estrutura dos modelos econométricos. Por conseguinte, no âmbito da crítica de Lucas, à qual afirma que se as estruturas econométricas que pretendemos estimar consistem de decisões ótimas dos agentes econômicos (como a função de demanda de moeda), estas decisões se alterarão continuamente em resposta às mudanças no conjunto de informações relevante, tornando a estrutura dos modelos macro-econômicos instável.

Assim sendo, de forma a corroborar esta assertiva, apresentaremos um simples exemplo que relaciona mudanças discricionárias nas políticas por parte dos *policy-makers*, o esforço do público em aprender acerca deste comportamento e o efeito deste esforço na estabilidade dos coeficientes em um modelo macro-econômico.

2.2.1 O Exemplo Ilustrativo

O exemplo logo a seguir, empregando a curva de oferta de Lucas, é clássico. Ilustra o efeito sobre a estrutura dos modelos macro-econômicos advindos do procedimento dos agentes em face às mudanças no desenho da política monetária. O esforço dos agentes em aprendê-las e antecipá-las se traduz em dependência dos coeficientes do modelo vis-à-vis a essas alterações no regime de política monetária, resultando que os parâmetros são potencialmente instáveis

A curva de oferta de Lucas é representada na seguinte equação de oferta agregada:

$$y_t = \mathbf{d}_1 y_{t-1} + \mathbf{d}_2 [m_t - E(m_t / \Psi_t)] + v_t \quad \text{para } \forall t \quad (2.21)$$

onde se assume que todas as variáveis representam desvios ao redor de uma tendência secular. y_t e m_t representam os valores presente em logaritmo do produto e do estoque de moeda nominal. A expressão $E(\cdot | \Psi_t)$ é o operador de esperança ao conjunto de informação disponível em t , enquanto v_t é um termo de erro, com média zero, não auto-correlacionado e com variância constante (σ_v^2)

A equação nos diz que o volume de produção que as empresas estão dispostas a oferecer aumenta como proporção da oferta real em relação ao nível esperado da oferta de moeda²⁷. Em outras palavras, somente aquelas mudanças não previstas na oferta de moeda têm efeitos reais, no sentido de desviar o produto de seu nível de tendência.

No que tange à política das autoridades monetárias, suponhamos que se caracterize por uma “*feedback rule*”:

$$\hat{m}_t = f_{0t} + f_{1t}y_{t-1} + f_{2t}m_{t-1} \quad t = 1, 2, 3, \dots, N \quad (2.22)$$

que nos diz que o componente do estoque de moeda nominal controlado pelo Banco Central é ajustado com base na renda do período anterior e no estoque de moeda do período anterior. Por sua vez, os parâmetros f_{it} são selecionados para cada período t . Vale dizer que os agentes não conhecem estes parâmetros, necessitando, através da observação de m_t , construir uma estimativa destes.

A oferta monetária corrente m_t , por seu turno, se constitui de dois termos. O termo controlável pelas autoridades monetárias, \hat{m}_t , mais um componente não controlável, w_t .

²⁷ Ver Dornbush e Fischer (1991) e Romer (1996) para melhor entendimento da curva de oferta agregada de Lucas.

$$m_t = \hat{m}_t + w_t \quad \forall t \quad w_t \approx N(0, \mathbf{s}_w^2) \quad (2.23)$$

$$m_t = \mathbf{f}_{0t} + \mathbf{f}_{1t} y_{t-1} + \mathbf{f}_{2t} m_{t-1} + w_t$$

Esta equação pode ser entendida como a equação de mensuração descrita na equação (2.1).

Especificando a variável de expectativa em (2.21), aplicamos o operador de esperança, condicional à Ψ_t ,

$$\begin{aligned} E(m_t / \Psi_t) &= E(\mathbf{f}_{0t} + \mathbf{f}_{1t} y_{t-1} + \mathbf{f}_{2t} m_{t-1} + w_t) \\ &= E(\mathbf{f}_{0t} / \Psi_t) + E(\mathbf{f}_{1t} / \Psi_t) y_{t-1} + E(\mathbf{f}_{2t} / \Psi_t) m_{t-1} \end{aligned} \quad \forall t \quad (2.24)$$

Em (2.24) observa-se como os agentes constroem suas expectativas acerca de m_t ao início do período t . Primeiramente, nota-se que w_t , o componente não controlável, é assumido ser totalmente imprevisível, portanto, não tomando parte de $E(m_t / \Psi_t)$. Por outro lado, os indivíduos conhecem y_{t-1} e m_{t-1} , já disponíveis. Conseqüentemente, resta-lhes tão somente formar uma estimativa dos parâmetros \mathbf{f}_{it} .

Nesse sentido, a resolução do problema exige que as pessoas possuam alguma informação a respeito de como os parâmetros \mathbf{f}_{it} evoluem ao longo do tempo. Em decorrência, se o Banco Central exhibe um comportamento sobejamente errático, de previsibilidade inexequível, aos agentes não será possível formar estimativas dos coeficientes \mathbf{f}_{it} e, portanto, $E(m_t / \Psi_t) = 0$. Não obstante, mesmo que as autoridades monetárias estabeleçam suas políticas discricionariamente, mas não completamente erráticas, será possível ao público formar alguma estimativa dos coeficientes que representam e descrevem a política monetária [Labán (1987b) e

McNelis e Nefci (1982)]. Assim, suporemos que os coeficientes f_t seguem um “caminho aleatório”:

$$\mathbf{f}_{it+1} = \mathbf{f}_{it} + \mathbf{e}_{it+1} \quad \nabla t \quad (2.25)$$

onde \mathbf{e}_{it+1} é um processo estocástico com as propriedades características, ademais, $E(\mathbf{e}_{it+1} / \Psi_t) = 0$ ²⁸.

Com estes supostos, o valor ótimo de $\hat{m}_t(\hat{m}_t^*)$ é obtido resolvendo um problema de “extração de sinais”. Ao observar m_t , os agentes precisam determinar quanto da variação na oferta de moeda nominal pode ser atribuída ao componente efetivamente controlado pelo Banco Central e quanto se deve ao componente meramente transitório, o ruído w_t . Em termos algébricos:

$$\begin{aligned} & \text{Min } E(m_t - \hat{m}_t)^2 \quad t=1,2,\dots,N, \\ & \text{s.a} \\ & m_t = \mathbf{f}_{0t} + \mathbf{f}_{1t} y_{t-1} + \mathbf{f}_{2t} m_{t-1} + w_t \approx N(0, \mathbf{s}_w^2) \\ & \mathbf{f}_{it+1} = \mathbf{f}_{it} + \mathbf{e}_{it+1} \quad \mathbf{e}_{it} \approx N(0, \mathbf{s}_{e_i}^2) \end{aligned} \quad (2.26)$$

Resulta que a estrutura é aquela já apresentada por nós na derivação do filtro de Kalman [ver (2.1) e (2.2)]. Ou seja, para este problema de “extração de sinais” onde o(s) coeficiente(s) segue(m) um processo markoviano de primeira ordem, o algoritmo Filtro de Kalman pode ser usado para resolvê-lo eficientemente,

²⁸ O uso do sub-índice $t+1$ se deve a suposição, na especificação da curva de oferta agregada, que os produtores não conhecem m_t em t . Conforme explicam McNelis e Nefci (1982), assim, ao computar $E(m_t / \Psi_t)$, os produtores têm, primeiro, que usar os valores passados de m e y para estimar os valores atualizados dos \mathbf{f}_{it} , e logo computar a oferta de moeda esperada em t .

rendendo ótima solução quanto à estimação e previsão, conforme discutido na primeira seção deste capítulo [Labán (1987b)].

Desta maneira, o vetor de estados f_t , sua matriz de covariância e a previsão ótima $E(m_t / \Psi_t) = E(\hat{m}_t / \Psi_t)$ se obtém recursivamente através das equações do filtro, descritas nas equações (2.3), (2.5), (2.11) e (2.12).

Notemos, antes de tudo, que se as regras de políticas mudam muito erráticamente, maior será s_{ei}^2 , que por reflexo implicará que $E(f_{it} / \Psi_t)$ também se comportará mais erráticamente.

Substituindo (2.24) em (2.21) obtém-se a forma reduzida:

$$y_t = \mathbf{a}_{0t} + \mathbf{a}_{1t}y_{t-1} + \mathbf{a}_{2t}m_{t-1} + v_t \quad (2.27)$$

com as seguintes relações:

$$\begin{aligned} \mathbf{a}_{0t} &= -\mathbf{d}_2 E(f_{0t} / \Psi_t) \\ \mathbf{a}_{1t} &= \mathbf{d}_1 - \mathbf{d}_2 E(f_{1t} / \Psi_t) \\ \mathbf{a}_{2t} &= \mathbf{d}_2 \\ \mathbf{a}_{3t} &= -\mathbf{d}_2 E(f_{2t} / \Psi_t) \end{aligned} \quad (2.28)$$

Com efeito, as relações em (2.28) resumem o espírito da crítica de Lucas. Não é apropriado, ao estimar a equação (2.27), considerar que seus parâmetros são estáveis ao longo do período amostral, uma vez que estes são dependentes do regime de política. Se os agentes econômicos buscam prever e antecipar o comportamento do Banco Central, e este, por sua vez, faz uso de uma política discricionária, então os coeficientes \mathbf{a}_{it} não serão estáveis. Na verdade, estes coeficientes serão uma função linear da equação do filtro de Kalman. Em outras palavras, se os coeficientes f_{it} são constantes “over time”, então os parâmetros \mathbf{a}_{it}

também serão. Se, contudo, os *policy-makers* gradualmente ou abruptamente mudam suas políticas intervencionistas, então os parâmetros \mathbf{a}_{it} começarão a variar, em função dos $\{\mathbf{f}_{it}\}$ [McNelis e Neftci (1982)].²⁹

Destarte, corroborando a argumentação, o exemplo acima ilustra o motivo pelo qual, quando estamos estimando uma relação que é derivada de um problema de maximização (minimização), as variáveis de política devem entrar como determinantes dos parâmetros do modelo, pois em caso contrário ignoramos a existência de agentes racionais e mecanismos de aprendizagem³⁰.

Ademais, e não menos importante, a variação dos parâmetros também pode ser conseqüência de distintos contextos macroeconômicos e institucionais, que alteram os parâmetros estruturais concernentes às equações de comportamento [no que se refere ao exemplo acima, os parâmetros \mathbf{d}_i em (2.21)]. Por exemplo, dever-se-ia esperar uma distinta relação entre nível de emprego e salários reais em diferentes contextos macroeconômicos, como: para uma economia fechada, com desemprego neoclássico ou desemprego keynesiano, e para uma economia aberta, com ou sem restrição externa [ver Meller e Lában (1988)]. Ou, como se encontra em Portugal (1993b), em estudo acerca da instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileira: dever-se-ia esperar variações nas elasticidades

²⁹ Como já afirmamos, a variação é também dependente da variância do termo de erro \mathbf{e}_{it} na equação (2.25). Se ela é grande, reflete em $P_{t/t-1}$, a matriz de covariância do vetor de estado, que corresponde à incerteza acerca do comportamento dos *policy-makers* para o tempo t dadas as informações até $t-1$. Conseqüentemente, através da menor previsibilidade (estabilidade) dos parâmetros \mathbf{f}_{it} , K_t será maior, resultando em elevação da variabilidade dos coeficientes \mathbf{a}_{it} .

³⁰ Notemos que problema semelhante ocorreria se o econometrista estimasse diretamente (2.21) ignorando a ocorrência de variáveis de expectativa, agentes racionais e mecanismos de aprendizagem, na forma $y_t = \mathbf{a}_{0t} + \mathbf{a}_{1t}y_{t-1} + \mathbf{a}_{2t}m_t + v_t$. Novamente os parâmetros são potencialmente instáveis, porquanto são dependentes dos regimes de política monetária.

numa equação de comércio, advindas de possíveis mudanças no padrão de trocas, quando o processo de desenvolvimento econômico dos países evolui³¹.

Em resumo, a opção deste estudo por um modelo econométrico que não restringe seus coeficientes a um valor constante, parece estar plenamente justificada à luz da problemática apresentada neste capítulo. Ou seja, a utilização de uma estrutura de TVP com o uso do algoritmo filtro de Kalman para sua estimação reflete nossa preocupação em considerar que os agentes buscam prever e antecipar medidas de política, que por ventura sejam de interesse na determinação das quantidades ótimas a serem demandadas de moeda. Tal mecanismo de aprendizado e o esforço para a previsão e antecipação devem, dada a alta probabilidade de que as regras de políticas não lograram ser determinísticas no período abordado, refletir em provável não constância dos coeficientes na equação de demanda por encaixes reais. Independente disso, indubitavelmente deve-se reconhecer que nas décadas de 1980 e 1990 a economia brasileira como um todo sofreu recorrentes transformações, choques de toda magnitude, distintos regimes macroeconômicos, etc, que devem refletir em variabilidade dos parâmetros.

Portanto, à luz destas considerações, torna-se nítido que o resultado mais provável de ser encontrado na parte empírica desta pesquisa é de forte evidência de não constância dos coeficientes, resultando que o estimador MQO não sintetiza de maneira satisfatória as elasticidades da equação de demanda de moeda, bem como tem menor eficiência na capacidade de previsão do estoque de moeda. Em outras palavras, as estimações econométricas tradicionais que repousam sobre a constância dos parâmetros podem proporcionar resultados cuja interpretação econômica e numérica resulte totalmente errônea, igualmente com as previsões e avaliações que delas se derivem.

³¹ Ver nota de rodapé 25 para outros estudos que fazem uso do FK para estimar suas relações econométricas.

3.0 RESULTADOS EMPÍRICOS

3.1 O Modelo de Demanda de Moeda

Com o objetivo de estimar uma equação de demanda por moeda de longo prazo para o Brasil, utilizamos os modelos analíticos abordados no capítulo inicial para identificar as possíveis variáveis que compõem a função demanda, bem como a revisão dos estudos empíricos para auxílio na seleção empírica destas.

Para representar o conceito de moeda, empregamos o agregado monetário M1 (moeda em poder do público + depósito à vista). Tal escolha se justifica por três principais motivos. Em primeiro lugar, agregados maiores que M1 não podem ser empregados para avaliar políticas monetárias no Brasil pelo fato de encerrarem alta proporção de ativos remunerados a taxas flutuantes, com correspondência positiva à taxa de juros nominal [Albuquerque e Gouvêa (2002)]. Nesse sentido, o emprego de M1 permite visualizar com maior nitidez o impacto causado no desejo dos agentes em reter moeda provindo de alterações na taxa de juros do mercado monetário. Em segundo lugar, versões restritas de agregados monetários aproximam-se mais daqueles efetivamente controlados pela autoridade monetária. Por conseguinte, a verificação da condição de estabilidade e previsibilidade para a demanda destes agregados é relevante, pois são alvos ou indicadores potenciais no exercício da política monetária. Por fim, a série de M1 disponibilizada é maior que as séries de agregados monetários alternativos, apanágio que contribui com a pesquisa empírica.

No que tange à variável de escala utilizada como *proxy* para o número de transações na economia, embora dispuséssemos da série Produto Interno Bruto (PIB), foi representada pelo nível de consumo total de energia elétrica (CE). A

utilização desta variável procura contornar desvantagens associadas ao uso do PIB, que por um lado ignora transferências e transações de ativos financeiros, por outro inclui fatores que podem não envolver transações. Ademais, a utilização do PIB exclui vendas intermediárias, compras de bens em mercados de bens usados e, sobretudo, exclui transações do setor informal [Goldfeld e Sichel (1990)].³²

Por fim, o custo de oportunidade constituiu-se somente da taxa de juros nominal Selic/Overnight, taxa vigente em operações de um dia entre bancos envolvendo títulos públicos como colateral. Está implícito, portanto, a admissão da hipótese de que os instrumentos financeiros nacionais são suficientemente desenvolvidos, de maneira que suas remunerações representem, de forma eficiente, o custo de oportunidade em reter moeda, mesmo em contextos de inflação elevada³³. Todavia, não usual em outras estimações na literatura brasileira, nesse estudo a representação do rendimento alternativo que se perde ao demandar moeda correspondeu à expressão $\frac{i_t}{1+i_t}$, onde i é a taxa Selic nominal. Interpretando esta expressão em consonância com o modelo teórico 1.1.6 abordado no capítulo 01 - Moeda na Função Utilidade -, designa o preço relativo do custo de oportunidade da moeda em termos de bens de consumo. Como afirmam Reinhart, Arrau e Wickham (1991) [ver também Mies e Soto (2000)], é a maneira mais apropriada de mensurar-se o efetivo custo de oportunidade, sobretudo quando a amostra abrange períodos de altas taxas de inflação³⁴.

³² Ao optar-se pela utilização do consumo de energia elétrica como variável de escala, fomos obrigados a restringir o período de estimação, encerrando-o no primeiro trimestre de 2001, em face ao racionamento de energia ocorrido após este período.

³³ Em correspondência com Pedro Albuquerque, do Banco Central Brasileiro, este relatou que experimentos estatísticos não publicados parecem confirmar a suposição admitida. Ademais, verifica-se elevado grau de correlação entre a taxa de juros e a taxa de inflação. Assim sendo, além da justificativa teórica para o não uso desta variável, preserva-se o modelo empírico de qualquer problema de multicolineariedade, somente nos cabendo observar os resíduos para a identificação de possível sintoma de não inclusão de variável relevante.

³⁴ O agente ao demandar uma unidade a menos de moeda, optando por comprar títulos, receberá um rendimento nominal no período seguinte à taxa i_t . Por outro lado, incorre em maior custo de transação no período corrente, que

A equação proposta é a seguinte³⁵:

$$\ln \frac{M1_t}{P_t} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \ln CE + \mathbf{b}_2 \ln \frac{i_t}{(1+i_t)} + D + \mathbf{e}_t \quad (3.1)$$

onde P_t é o Índice Geral de Preços da FGV (IGP-DI), utilizado para deflacionar os dados. A frequência dos dados é trimestral (média no período), a amostra se estendendo do primeiro trimestre de 1980 até o primeiro trimestre de 2001. Todas variáveis estão em logaritmo. D , por seu turno, é um vetor de variáveis *dummy*, ao passo que \mathbf{e}_t é um termo de erro. Além disso, em conformidade com a prática usual, estamos supondo que o método de *single equation* é apropriado, desconsiderando ou minimizando questões que se referem ao problema do viés de equações simultâneas.

3.2 Estimação da Função Demanda de Moeda

3.2.1 Parâmetros Fixos- MQO

Inicialmente estimou-se a equação (3.1) pelo método tradicional de MQO, ou seja, restringido os parâmetros à constância por todo período amostral, com correção para correlação serial de primeira ordem.

A utilização de *dummies* se fez necessária, para o melhor ajuste do modelo. Empregou-se *step*, *ramp* e *impulse dummies* para os planos de estabilização, introdução de CPMF (imposto incidente sobre transações financeiras), choques

se eleva em função do nível de preços. Portanto, o valor do rendimento real é $\frac{i_t}{(1+i_t)}$. Visto que este pagamento somente ocorre em $t+1$, seu valor presente é aproximadamente $\frac{i_t}{(1+i_t)}$.

monetário-cambiais e possíveis *outliers*³⁵. Concomitantemente, um segundo conjunto de variáveis binárias foi utilizado para modelar o comportamento sazonal relacionado à procura por encaixes reais. Em seguida, foram eliminadas, através do teste de variável redundante, as *dummies* não significativas, tornando a equação mais parcimoniosa.

A forma funcional final contou com *step* ou *ramp dummies* para os planos Cruzado, Bresser, Verão, Collor e Real e *impulse dummies* para o plano Verão e introdução da CPMF. Com relação às variáveis sazonais, somente revelaram-se significativas as referentes ao primeiro e quarto trimestre.

A síntese da estimação resultante apresenta-se abaixo:

³⁵ Ver apêndice A1 para visualização do comportamento no tempo das variáveis importantes para este estudo.

³⁶ Ex :*Step dummies* (0001111), *Impulse dummies* (001000) e *Ramp dummies* (000112233).

Tabela 1.0
Resultado da Estimação Através de MQO Dependente Log (M1 real) 1980:1
- 2001:1

Variável	Estimado	Desvio Padrão
b_0	-0.388644 (0.1208)	0.247480
$b_1 \ln CE$	0.808577 ** (0.0438)	0.393908
$b_2 \ln \frac{i_t}{(1+i_t)}$	-0.235436** (0.0000)	0.020090
D sazonal 1ª Trim.	-0.054475** (0.0089)	0.020254
D sazonal 4ª Trim.	0.113504 ** (0.0000)	0.019424
R(2) 0.982	SE 0.068	DW 1.825
		JB 1.347 (0.509)
Q (1) 0.576 (0.448)		Q (4) 4.450 (0.348)
Q (8) 11.870 (0.157)		Q (12) 17.163 (0.144)
Q (16) 21.631 (0.156)		Q (20) 26.227 (0.158)
ARCH Teste	(1) 1.690 (0.1971)	(4) 1.278 (0.289)
		(8) 0.931 (0.414)
F(1) (RESET) 0.987 (0.323)		$p = 0.964$

Notas: p-valor entre parênteses; SE é o desvio padrão da regressão; DW é a estatística Durbin-Watson para correlação serial de primeira ordem; JB é a estatística para normalidade (hipótese nula de distribuição normal); Q é a estatística Ljung-Box para (k) defasagens cuja hipótese nula é de não correlação serial; ARCH teste é o teste (multiplicador de Lagrange) para heterocedasticidade autoregressiva de ordem (k), cuja hipótese nula é de não heterocedasticidade; F RESET é a estatística para o teste de Ramsey para (k) termos incluídos, cuja hipótese nula é de correta forma funcional; p é o coeficiente de correlação de primeira ordem, estimado aqui via método Não Linear (algoritmo Marquardt), assintoticamente igual ao método de Máxima Verossimilhança; ** significativo a 5%; * significativo a 10% .

A regressão apresenta-se bem ajustada. Os valores dos coeficientes são plausíveis e os testes de diagnóstico, sem exceção, são satisfatórios.

3.2.2 Parâmetros Variáveis - FK

Com o intuito de observar o comportamento no tempo dos coeficientes, para se levar a cabo a análise de estabilidade, estimou-se a equação (3.1) através do Filtro de Kalman, tornando estocásticos somente a “constante”, a elasticidade renda e elasticidade-custo de oportunidade. Sendo assim

$$\ln \frac{M1_t}{P_t} = \mathbf{b}_{0t} + \mathbf{b}_{1t} \ln CE + \mathbf{b}_{2t} \ln \frac{i_t}{1+i_t} + D + \mathbf{e}_t \quad (3.2)$$

$$\mathbf{b}_{it} = T \mathbf{b}_{i,t-1} + v_{it}$$

com $\mathbf{e}_t \approx N(0, \mathbf{s}^2)$ e $v_{it} \approx N(0, Q)$, não correlacionados entre si e não correlacionados com o vetor de estados no tempo zero. Considerou-se que a matriz $T=I$, significando que cada coeficiente pertencente ao vetor de estado segue um *random walk*. Por fim, utilizou-se o valor estimado na equação anterior para o coeficiente de correlação serial de primeiro grau dos resíduos (ρ) para corrigir os dados³⁷³⁸.

³⁷ Ou seja, com isto permitiu-se restringir somente aos coeficientes estocásticos à distinção entre um modelo e outro, tornando mais compreensível a comparação entre ambos [ver McNelis e Neftci (1982)].

³⁸ Como já afirmamos, outra vantagem do FK é sua capacidade de trabalhar com dados não estacionários, dado que suas operações de suavização e filtragem produzem distribuições dos vetores de estado que são condicionais às realizações prévias destes estados. No que se refere às variáveis utilizadas nesse estudo, os testes ADF para raiz unitária (com utilização do critério de Akaike para seleção das defasagens e os valores críticos de MacKinnon para comparação) rejeitaram a hipótese nula de não estacionariedade para o consumo de energia elétrica (estatística t igual a $-3,78$, significativo a 5%), ocorrendo o inverso (hipótese de raiz unitária aceita) com M1 real e a variável custo de oportunidade (estatísticas t iguais a $-2,01$ e $-2,45$ respectivamente, não significativas a 5%). As diferentes ordens de integração das variáveis leva-nos a afirmar que os logaritmos de M1 real, consumo de energia elétrica e custo de oportunidade não cointegram, evidência análoga aos achados em outros estudos acerca da demanda de moeda no Brasil.

Por nós já visto, o Filtro de Kalman é um conjunto de equações [(2.3), (2.5), (2.11) e (2.12)] que permite aos coeficientes e previsões se atualizarem quando novas observações se tornam disponíveis. O processo efetiva-se em duas etapas. Primeiro, se forma o previsor ótimo da observação seguinte, dada toda informação disponível até aquele momento. Em seguida, incorpora-se a nova observação ao estimar o vetor de estados, utilizando as equações de atualização e previsão.

A estimação é feita recursivamente. Dado \mathbf{b}_0 e P_0 (valores iniciais para o vetor de estado e sua matriz de covariância), usamos (2.3) e (2.5) para obtermos uma estimativa inicial, e então atualiza-las através de (2.11) e (2.12).

Demanda-se, portanto, os valores iniciais para \mathbf{b}_0 e P_0 . Infere-se de Kim e Nelson (1999) e também de Ramajo (2001), que o mais correto seria assumir \mathbf{b}_0 como um vetor de elementos adicionais a serem estimados por Máxima Verossimilhança (MLE). Neste caso, P_0 seria uma matriz $k \times k$ de zeros quando da estimação dos hiperparâmetros (via MLE) porque \mathbf{b}_0 é considerado constante. Uma vez estes parâmetros tenham sido estimados, nós podemos inicializar o filtro situando $\mathbf{b}_0 = \hat{\mathbf{b}}_{0,MLE}$ e $P_0 = Cov(\hat{\mathbf{b}}_{0,MLE})$ para encontrar \mathbf{b}_t , $t = 1, 2, 3, \dots$

Todavia seja válido, Hackl e Westlund (1996) mostraram que este tipo de procedimento tende a exacerbar o grau de variabilidade estrutural. Eles sugerem especificar um vetor *a priori* para os valores iniciais (\mathbf{b}_0 e P_0), em vez de estimá-los simultaneamente. Assim sendo, situamos $\mathbf{b}_0 = 0$ e $P_0 = KI$, com $K = 1000$ ³⁹.

Duas especificações foram estimadas através do FK. Em uma delas ocorreu emprego de variáveis *dummy*, além daquelas utilizadas para a modelagem do padrão sazonal. Foram mantidas as intervenções referentes aos Planos Cruzado, Verão e Collor, de forma a possibilitar resultados satisfatórios nos testes de

³⁹ Outra alternativa recomendada por Hackl e Westlund (1996), utilizar os valores dos coeficientes estimados através de MQO como valores iniciais, foi levado a cabo, sem observar-se diferenças significativas nos resultados.

diagnóstico. De fato, dada a característica do Filtro de Kalman, “de aprender com os dados”, o uso de *dummies* não se faz tão fundamental, quando comparado à estimação através de parâmetros fixos. Por conseguinte, ao mantermos as variáveis de intervenção para os planos referidos, estamos reduzindo o potencial de variabilidade dos nossos parâmetros, utilizando-nos de informação adicional para realizar as previsões um passo à frente⁴⁰.

Por outro lado, a segunda especificação diferenciou-se da primeira por somente empregar variáveis binárias sazonais, sem o emprego de qualquer intervenção. Com efeito, a despeito de apresentar no teste Ljung-Box alguma evidência de correlação serial em seus erros de previsão um passo à frente, constitui-se no modelo mais apropriado para se visualizar todos os impactos causados pelos choques oriundos do meio econômico e contexto institucional sobre as elasticidades da equação de demanda de moeda^{41,42}. No apêndice A2, à guisa de comparação, apresentamos as trajetórias obtidas a partir de ambas especificações.

A tabela a seguir mostra a estimativa final do vetor de estados ($\mathbf{b}_{t+1/t}$), modelo com *dummies*.

⁴⁰ As intervenções, isto posto, podem ser interpretadas através de uma perspectiva bayesiana, à qual se utiliza destas quando o procedimento de monitoramento indica tal necessidade [ver Lima e Ehlers (1997)]. Demais, pode-se argumentar que através do emprego de intervenções estamos eliminando, da variabilidade potencial dos nossos coeficientes, choques óbvios advindos dos planos de estabilização mais significativos.

⁴¹ Daqui em diante, quando nos referirmos ao modelo sem *dummies*, significa que estamos aludindo ao modelo cuja utilização deste tipo de variável se restringiu somente à modelagem do comportamento sazonal da variável dependente.

Tabela 2.0
Resultado da Estimação Através do Filtro de Kalman (modelo com
***dummies*) Dependente Log (M1 Real) 1980:1 – 2001:1**

Variável	Estimado	RMSE
b_0	-0.156945 (0.3743)	0.176639
$b_1 \ln CE$	1.032754** (0.0302)	0.476609
$b_2 \ln \frac{i_t}{(1+i_t)}$	- 0.246526** (0.0000)	0.021469
resíduos um passo à frente		resíduos um passo à frente ao quadrado
Q(1) 0.043 (0.835)		Q (1) 0.114 (0.735)
Q(4) 3.947 (0.413)		Q (4) 1.918 (0.751)
Q(8) 8.995 (0.343)		Q (8) 2.933 (0.938)
Q(16) 10.836 (0.819)		Q (16) 9.663 (0.884)
Q(20) 11.586 (0.930)		Q (20) 10.724 (0.953)

Nota: RMSE é igual à raiz quadrada dos valores em diagonal da matriz final $P_{t+1/t}$

Os valores finais dos coeficientes são algo diferentes dos valores encontrados através da estimação com parâmetros fixos. Enquanto a elasticidade custo de oportunidade apresenta valor semelhante entre as técnicas, na estimação com o FK a elasticidade-renda supera o valor estimado via MQO, ocorrendo o inverso com o valor em módulo da “constante”. Ademais, observa-se que a estatística Q para os resíduos um passo à frente e para o quadrado destes não apresenta qualquer indício

⁴² Não obstante, ao analisar-se as trajetórias desses coeficientes, deve-se ter em conta que parte de sua variabilidade está associada à questão econométrica, qual seja, evidência de correlação serial nos erros de previsão.

de correlação serial. Neste sentido, podemos descartar qualquer problema associado à não inclusão de variável relevante. Também nos assegura que a variação nos coeficientes não se deve a questões econométricas, mas sim às mudanças que ocorrem na estrutura macroeconômica e/ ou no manejo da política econômica.

3.3 Análise da Trajetória no Tempo dos Coeficientes e Estabilidade

A verificação da existência ou não da estabilidade na equação da demanda de encaixes reais se justifica, em última instância, pelo fato de que uma função estável permite aos Bancos Centrais avaliar qual a taxa de crescimento monetário que é compatível com a estabilidade de preços. Nesse sentido, o comportamento de determinados estoques monetários, dado a relação positiva de longo prazo com o nível de preços, exerce a função de âncora no sistema, na observância que sustentados aumentos de preços não podem ocorrer sem o acompanhamento da elevação da oferta de moeda.

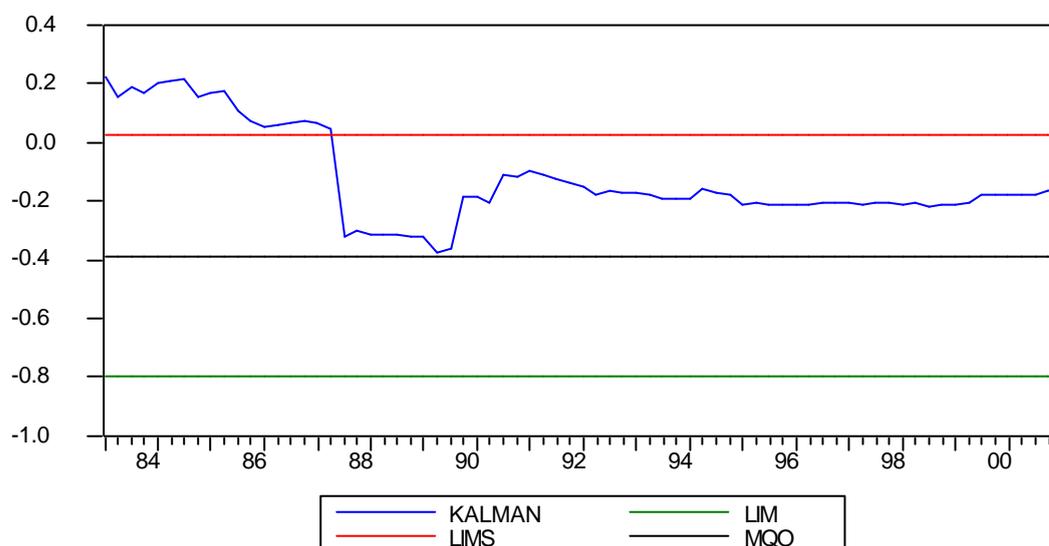
Analisando as estimações da seção anterior (R(2) e o desvio padrão da regressão) verifica-se que a função procura por moeda tem poucos argumentos e exibe estimação precisa. Todavia, no que se refere à sua estabilidade, cabe observar ainda a constância ao longo do tempo dos coeficientes, além da sua capacidade de prever satisfatoriamente fora da amostra. Nesta e na próxima seção procuramos cumprir estes objetivos.

Os gráficos 1.0 a 3.0 a seguir apresentam a evolução dos coeficientes variáveis estimados através do FK⁴³, o estimador único MQO (hipótese nula de parâmetros constantes) e os limites inferiores e superiores para os ditos parâmetros (calculados com um intervalo de confiança de 90%, com base no desvio padrão

⁴³ As trajetórias reportadas abaixo são aquelas obtidas do modelo com *dummies* de intervenção. No apêndice A2 reportamos as trajetórias do modelo ausente de *dummies*.

estimado e nos valores críticos da estatística t). Em consonância ao descrito em Corbo e McNelis (1987) e Labán (1987a), este modo de apresentação nos permite medir a significância estatística da variabilidade dos nossos coeficientes. Se os valores estimados através do FK em qualquer momento t^{44} estão além do intervalo de confiança, a variação será significativamente distinta a que toleraríamos baixo o suposto de coeficientes fixos.

Gráfico 1.0
Evolução da “Constante”



⁴⁴ Dado que o FK foi começado a partir de matrizes selecionadas *a priori*, a análise será feita a partir de 1983. Ou seja, estamos admitindo que são necessários 12 períodos (trimestres) para que o vetor de coeficientes estruturais, bem como sua matriz de variância-covariância, alcancem seus estados mais permanentes.

Gráfico 2.0
Evolução da Elasticidade-custo de Oportunidade

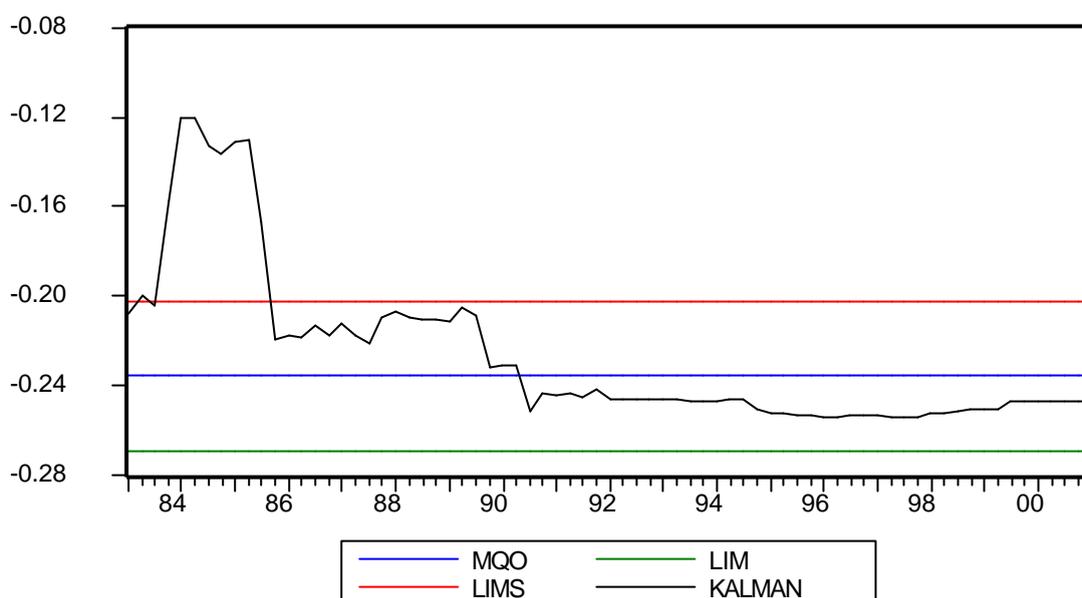
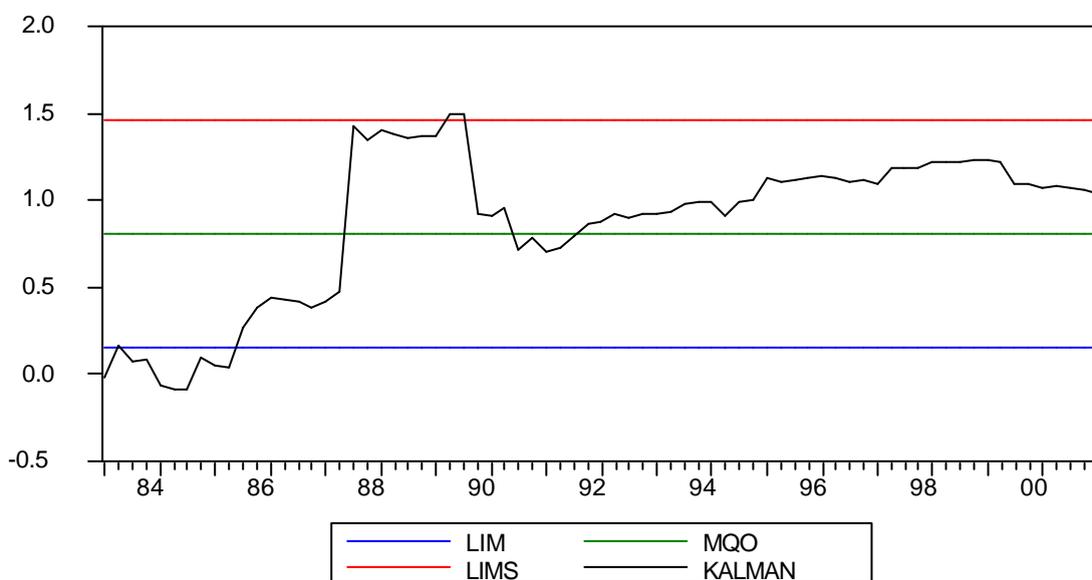


Gráfico 3.0
Evolução da Elasticidade-renda



Através da observação destes gráficos, bem como do Apêndice A2, pode-se afirmar preliminarmente e em linhas gerais que: i) os valores obtidos das

elasticidades mostram variações e flutuações aparentemente importantes ; ii) o estimador fixo obtido através do procedimento MQO não ilustra nem resume de maneira eficiente a variabilidade dos parâmetros; iii) projeções de liquidez para fins de política monetária, com base no suposto de coeficientes fixos, podem levar a resultados errôneos; iv) ao analisar e avaliar-se a eficiência da política monetária, dever-se-ia considerar este comportamento não rígido dos agentes, os quais ajustam suas decisões e planos em face de mudanças nas regras de política econômica e no contexto prevalecente quando novas observações (informações) se tornam disponíveis; v) nitidamente após a metade da década de 1990 os parâmetros são mais estáveis. Tal fato provavelmente está associado à relativa maior consistência das políticas macroeconômicas, à contenção do processo inflacionário e à menor variabilidade referente aos contextos político e institucional⁴⁵.

Nota-se que a partir de 1983, um ou mais coeficientes da função demanda de moeda apresentam quebras (variações) significativas com respeito aos intervalos permitidos para a suposta constância (*a priori*) dos parâmetros. Isto nos leva a rechaçar a hipótese de estabilidade da equação de demanda de moeda entre 1980-2001 para o Brasil, com o período pós 1993 mais estável, em contraste ao período 1986-1992, de maior instabilidade.

Cabe todavia ressaltar que os desvios padrões da regressão MQO para a “constante” e para a elasticidade-renda se apresentam sobejamente altos, respectivamente, 25% e 40%. Desse modo, devemos ter cautela, por exemplo, em considerar a elasticidade-renda estável no período após 1990, pelo fato que

⁴⁵ Como afirma Canuto (1999), a adoção de regras explícitas para a regência da política monetária e/ou cambial, a despeito de suas eventuais inconveniências, permite que estas sejam mais transparentes e objeto de prestação de contas (melhor mensuração do desempenho dos *policymakers*). Por conseguinte, provavelmente a adoção do regime cambial de regras explícitas a partir de 1995 (substituído pelo regime de *inflation targeting* em 1999) contribuiu para a maior estabilidade dos coeficientes. Ademais, como se infere de Pinheiro, Giambiagi e Moreira (2001), as várias medidas reformistas liberalizantes implementadas na década de 1990, entre as mais importantes, a liberalização comercial, a privatização e a desregulamentação, mostraram-se consistentes, com objetivos nítidos, quais sejam, aumentar a produtividade por meio da minimização da interferência governamental e maximizar a competitividade da economia.

apresenta valores tão díspares como 0,71 no terceiro trimestre de 1990 e 1,23 no quarto de 1998.

Mais especificamente a respeito da evolução da constante, seus valores no modelo Kalman com *dummies* se apresentam além das bandas no intervalo 1983-1986. Todavia, mais importante é observar que no período compreendido entre os anos 1983-1992, o coeficiente apresenta elevada variabilidade, capturando e ilustrando a exacerbada discricionariedade no que se refere às políticas implementadas neste intervalo, inócuas em seus objetivos de conter o processo inflacionário. A partir de meados da década de 1990 o parâmetro passa a exibir maior estabilidade, evidenciando a menor ocorrência de choques sobre a otimização dos agentes a respeito da demanda de moeda.

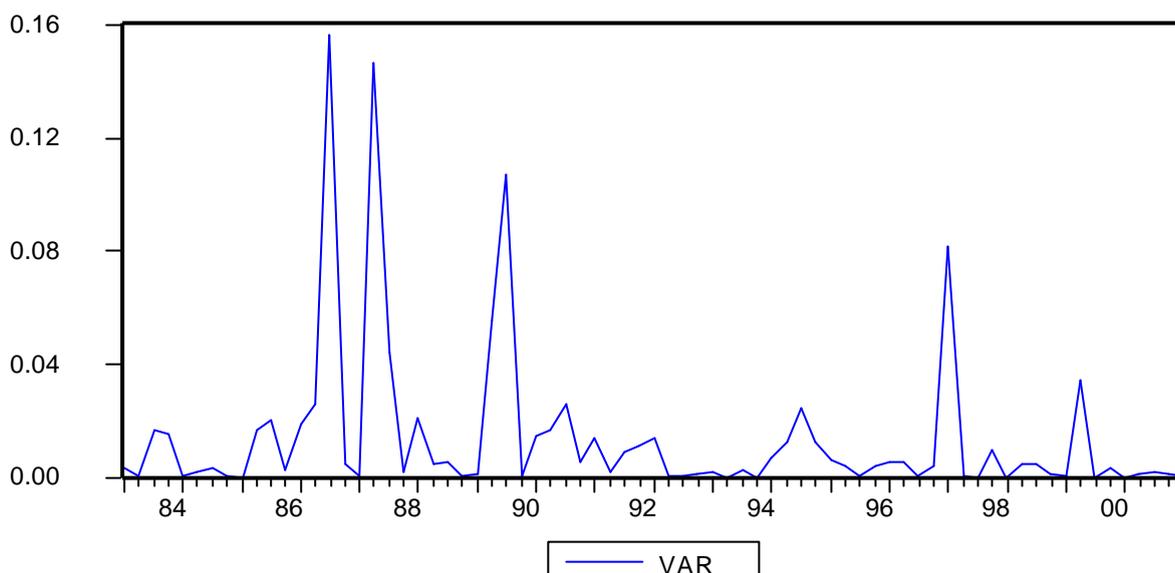
Aproveitando o ensejo, o gráfico 4.0 abaixo ilustra mais claramente os momentos de maior choque sobre a demanda de moeda. Apresentamos a variância condicional obtida através da estimação com o FK (do modelo sem o emprego de intervenções), definida como

$$f_t = X_t' P_{t/t-1} X_t + h_t$$

que nos possibilita visualizar os episódios mais críticos de incerteza, advinda não somente do termo aleatório da equação de demanda de moeda, mas também originária da menor previsibilidade dos coeficientes b_{it} que pertencem a ela⁴⁶.

⁴⁶ Ver capítulo 02.

Gráfico 4.0
Variância Condicional do Erro de Previsão da Equação de Demanda de Moeda



Observam-se três períodos distintos: 1983-1985, com grau de incerteza relativamente moderado; 1986-1993, período de choques recorrentes e de alta intensidade; e pós 1993, período de incertezas pontuais e choques de relativa menor magnitude.

Em consequência das duas crises do petróleo ocorridas na década de 1970, da elevação dos juros internacionais no início da década de 1980 e da crise do México em 1982, o período 1980-1985 caracterizou-se sobretudo pela necessidade de ajustamento externo (os encargos da dívida passaram de 2,7% do PIB no período 1977-1981 para 5,5% entre 1982-1985), premência que se refletiu nas políticas do período. Neste sentido, foram impostas taxas de juros elevadas, em consonância com restrições ao crédito. A política cambial caracterizou-se pela manutenção de uma taxa de câmbio real praticamente constante [ver Pastore e Pinotti (1999)], com interrupção apenas em fevereiro de 1983, quando ocorreu a maxidesvalorização da moeda doméstica. Em 1983 o PIB reduziu-se em 2,53%

quando comparado ao ano anterior, recuperando-se nos anos 1984 e 1985. Embora tenha logrado êxito em reduzir a pressão externa, as medidas de política econômica ao visarem precipuamente o equilíbrio externo, propiciaram ensejo para que a taxa de inflação passasse de um patamar de 100% ao ano em média até 1982 para 200% ao ano entre 1983-1984⁴⁷.

Segue que o período 1986-1993 foi marcado por uma seqüência de fracassos quanto ao controle do processo inflacionário, apresentando uma seqüência de planos de estabilização que não lograram êxito em seus intentos. Em 1986 o Plano Cruzado, 1987 o Plano Bresser, 1989 o Plano Verão, 1990 o Plano Collor e 1991 o Plano Collor 2, todos estes tiveram em comum como medidas de política o anúncio de congelamento de preços da economia, alterações nas regras de correção dos diversos contratos existentes, idas e vindas nas legislações salariais, promessas não cumpridas de ajuste fiscal, etc, ou seja, medidas em grande parte discricionárias, que trouxeram incerteza permanente ao contexto prevalecente, dado que não se apresentaram consistentes nem críveis⁴⁸.

Em síntese, foram planos primordialmente heterodoxos, com diferentes graus de políticas ortodoxas, que ao minarem a confiança dos agentes na detenção do processo inflacionário, levaram a economia à quase indexação plena, inclusive da dívida interna do governo, que passou a ser financiada com títulos pós fixados remunerados pela taxa de curto prazo do mercado aberto, tornando, por conseguinte, quase que inócua por completo o uso dos instrumentos de política monetária [ver Lopes (1997)]. Aliado à inexpressiva entrada de capitais externos que perpassaram durante toda a década (que por conseguinte obrigavam o governo

⁴⁷ Para o detalhamento da política econômica no período, ver Carneiro e Modiano (1992).

⁴⁸ Para o detalhamento dos planos antiinflacionários, bem como do contexto econômico, ver Modiano (1992). Mais especificamente o Plano Collor, ver Zini Junior (1993). Para uma análise das políticas fiscal, cambial e monetária da década de 1990, ver Pastore e Pinotti (1999), ao passo que para uma análise mais abrangente das políticas econômicas da década de 1990, ver Pinheiro, Giambiagi e Moreira (2001).

a manter o câmbio real praticamente constante para possibilitar os superávits comerciais [ver Pastore e Pinotti (1999)] e a um recorrente resultado de déficits nominais e operacionais, não sem razão não se conseguiu reduzir ou mesmo estabilizar por longos períodos o processo inflacionário⁴⁹. Ou seja, embora o processo inflacionário tivesse um componente inercial importante, ao negligenciar em maior ou menor grau as causas primárias do processo, os supracitados planos não mantiveram suas consistências internas, fato que não possibilitou que lograssem sucesso.

A partir de 1993, uma nova equipe econômica passou a abordar o problema também pelo lado das expectativas. De acordo com Freitas (1994), o déficit implícito do Orçamento Geral da União (OGU) no período, compatível com inflação zero, apresentava valores enormes. A inflação aparecia, então, como a maneira de compatibilizar *ex-post* receitas e despesas, uma vez que a sociedade representada no Congresso não era capaz de fazê-lo *ex-ante*. Os agentes, antecipando aquele déficit e observando o comportamento do Banco Central (quase sempre, desde 1980, ou fixando a taxa de juros ou a taxa de câmbio real [ver Pastore e Pinotti (1999)]), anteviam sua monetização, levando-os a reajustar os preços, efetivando, na prática, a inflação requerida pelo Congresso e Governo. Adiciona-se o reduzido compromisso dos *policy-makers* com o uso dos instrumentos clássicos de controle, resultando em perda de credibilidade, levando os agentes à não anteverem em suas decisões, o emprego efetivo e permanente destes.

Nesse sentido, o período pós 1994 foi marcado pela preocupação, em se tratando de política econômica, de ancorar as expectativas dos agentes, anunciando metas e regras de política, bem como procurando dar maior transparência a estas.

⁴⁹ O déficit operacional médio como proporção do PIB entre os anos de 1986 e 1989 (inclusive) se situou em 4,2% [Fonte: Pastore e Pinotti (1999)].

Ou seja, procurou-se eliminar o primitivismo e o excesso de discricionariedades existentes. São exemplos o anúncio explícito de regra de comportamento para a taxa cambial nominal (a partir de Março de 1995), que tornou o comportamento deste importante preço da economia relativamente mais previsível (a despeito dos choques oriundos do *front* externo); instituição do COPOM (Comitê de Política Monetária) em 1996, órgão responsável pela definição da taxa de juros, estabelecendo critérios e fornecendo análises e argumentos no bojo da decisão tomada, através de atas pós-reuniões; e a procura em determinar as exatas funções a serem exercidas no dia-a-dia da economia pelo Banco Central e pelo Tesouro Nacional (inclusive possibilitando ao primeiro independência de fato), entre outras. Ademais, não se hesitou em elevar as taxas de juros internas, nem utilizar os instrumentos clássicos de política monetária, quando o contexto exigiu. Aos poucos, a credibilidade dos *policy-markers* foi sendo restaurada.

Todavia, os percalços não foram poucos. Embora a taxa anual de inflação tenha se situado abaixo de dois dígitos por todo o período, o não cumprimento do ajuste fiscal necessário e condizente com um plano de estabilização, até 1999, exigiu taxas de juros reais elevadas para atrair os fluxos externos (que responderam positivamente, embora, dada a maior integração financeira do país, reduziram os graus de liberdade da política monetária quanto aos objetivos internos) e financiar os elevados déficits em conta corrente (que em 1997 atingiu duas vezes o valor do investimento direto no ano, de 17, 1 bilhões de dólares à época). A esterilização destes fluxos combinado com a presença de déficits primários (ou de superávits primários muito pequenos) e reduzido crescimento do produto, conduziram a um crescimento elevado da dívida pública, que por conseguinte dificultava o cumprimento das contas fiscais⁵⁰.

⁵⁰ A taxa de inflação (IGP) foi de 9,3 % em 1996, 7,5% em 1997 e 1,7 em 1998 (o apêndice A1 apresenta alternativamente a trajetória da taxa de inflação –IGPDI- média no trimestre). O superávit médio do setor público

Em janeiro de 1999 o mercado forçou a desvalorização do câmbio e o abandono das bandas cambiais. Todavia, a transição logrou ser relativamente suave, optando-se em substituição à âncora cambial, por uma política firme e transparente (regime de metas de inflação), em detrimento uma política totalmente discricionária [ver Fraga (2000)]. Foram anunciadas metas inflacionárias anuais, câmbio flexível, manutenção e aprofundamento da integração comercial e financeira do país e, como meta estabelecida pelo Fundo Monetário Internacional e visto como necessidade fundamental da equipe econômica, a produção de superávits fiscais. Logrou-se não perder o controle da inflação e, como subproduto, fortaleceu-se a credibilidade dos *policy-makers*, dado que as políticas monetária e econômica se mantiveram transparentes e concentradas em atingirem seus objetivos, de inflação reduzida e crescimento sustentado [ver Fraga (2000)]⁵¹.

Quanto à elasticidade-custo de oportunidade, o valor estimado através da técnica MQO, $-0,235$, significa que a elevação de 10% no custo de oportunidade (uma elevação, por exemplo, de uma taxa anual de 20% para 22%) reduz a demanda de moeda em 2,35%. Sob a perspectiva dos modelos analíticos e mesmo na relativização com outros trabalhos empíricos, é um resultado bastante comum [Triches (1992), para o período entre 1972 – 1987, encontra em grande parte de seus modelos estimados, valores algebricamente menores que $-0,5$. Albuquerque e Gouvêa (2002), por seu turno, dados mensais, para o período compreendido entre 1980-1999, encontram elasticidade-juro de longo prazo igual a $-0,22$]. Sem embargo, este valor, em módulo, superestima os valores encontrados pelo filtro de

para os anos 1995-1998 (inclusive) situou-se em $-0,15\%$. Por outro lado, a taxa de juro real (taxa Selic deflacionado pelo IGP centrado) em 1996 correspondeu a 16,3%, em 1997 a 18,5% e 1998 a 26,7%. O crescimento médio do PIB no período foi de 2,6%, ao passo que a o déficit médio em transações correntes para o mesmo período atingiu 3,4% do PIB [Fontes: Pinheiro, Giambiagi e Moreira (2001)].

⁵¹ Ao observar-se o gráfico 4.0 atenciosamente, ainda nota-se no início de 1997 um choque substancial na equação de demanda de moeda. Este fato está ligado à introdução da tributação sobre débitos bancários, inclusive conta corrente, que exigiu por parte dos agentes reajustes em seus portfólios, deslocando-se de investimentos de curto prazo para M1 [ver Relatório do Banco Central (1998)].

Kalman até o terceiro trimestre de 1990 na estimação através do modelo com *dummies*, ou até o quarto trimestre de 1985, na estimação do modelo mais geral.

A partir das respectivas datas em diante, no modelo com *dummies* os valores em módulo da elasticidade-custo de oportunidade são sempre superiores ao valor estabelecido pela técnica MQO. Na especificação mais geral o mesmo ocorre, com exceção do quarto trimestre de 1987, primeiro de 1988 e para todo período que se inicia a partir do terceiro trimestre de 1999, quando os valores obtidos através do FK são menores que o valor único reportado pela técnica MQO.

No que tange à estabilidade da dita elasticidade, para o modelo com emprego de intervenções quebras significativas são encontradas no intervalo 1984-1986. Em contrapartida, no modelo irrestrito, a elasticidade exhibe valores estatisticamente não iguais ao valor constante MQO também no terceiro trimestre de 1986, quarto de 1986, primeiro e terceiro de 1987 e a partir do quarto trimestre de 1989 até o primeiro de 1999, quando novamente retorna ao intervalo de confiança construído sob hipótese de parâmetros constantes.

A redução, em módulo, ocorrida entre o terceiro trimestre de 1983 e o primeiro de 1984 está associada fortemente à política monetária adotada no período. Esta, no início de 1983, pautou-se pela necessidade de corrigir tanto os desequilíbrios internos como externos. Neste sentido, foi bastante contracionista, em termos do nível de taxa de juros e controle de crédito. Todavia, verificados os seus reflexos (o produto interno bruto este ano reduziu-se em 2,95% em comparação ao ano anterior) e vis-à-vis a necessidade de compensar a cessão de recursos externos, buscou-se estender o ritmo de expansão dos empréstimos e melhorar as condições de crédito. Destarte, foram eliminados os controles de crédito, conjugados a um tabelamento das taxas de juros de operações ativas do sistema bancário. Aliados a uma situação de incerteza quanto à desvalorização da moeda doméstica, oriunda da maxidesvalorização de fevereiro de 1983, tais fatos

sugerem que a taxa de juros deixou de ser entendida pelos agentes, em sentido amplo, como a *proxy* do custo de oportunidade em reter dinheiro, tornando a demanda de moeda mais inelástica a mudanças nesta variável⁵². Entre 1984 –85 a elasticidade mostrou-se instável, refletindo a incerteza dos agentes em face ao recrudescimento inflacionário. Após um período de política de taxas de juros reais elevadas, a elasticidade-juro voltou a crescer em módulo. No último trimestre de 1985, o comportamento abrupto do coeficiente parece decorrer das expectativas de exacerbção do processo inflacionário (em face do fracasso das medidas adotadas em meados de 1985, associado a uma previsão de quebra agrícola) e ao mesmo tempo da antecipação ao pacote inflacionário que se avizinhava e que prometia ser mais “radical” em proporção ao patamar inflacionário. Ademais, o modelo sem *dummies* capta uma queda adicional na elasticidade na seqüência da implementação do Plano Cruzado, em grande parte ocasionada pela redução abrupta da taxa de inflação, em um contexto de congelamento de preços. Desse ponto em diante, até 1992, a evolução do coeficiente mostra crescente variabilidade, que se pode associar ao elevado grau de incerteza generalizada, discricionariedade na condução de política econômica e pelas distintas formas em que os demandantes de moeda visualizam estes choques no contexto prevalecente.

Cabe observar o impacto da eleição presidencial de 1989, associado à expectativa de moratória da dívida interna e de um novo plano de estabilização sobre o comportamento do parâmetro. Entre o terceiro e o quarto trimestres de 1989, as elasticidades se elevam (em módulo) de $-0,20$ para $-0,23$ e de $-0,26$ para

⁵² Labán (1987) em estimação de uma equação de demanda de moeda para o Chile através de elasticidades variáveis, encontra resultado semelhante no que tange à elasticidade-custo de oportunidade por volta de 1983-1984. Como no Brasil, também houve restrições à taxa de captação a ser cobrada pelos bancos. Por outro lado, Labán levanta hipótese a qual a crise financeira internacional que atingiu os países latino-americanos no período reduziu os substitutos externos para M1, refletindo-se na queda da elasticidade-custo de oportunidade. Sem embargo, esta hipótese aparenta se ajustar mais ao caso chileno, que naquela época possuía um grau de liberalização comercial e financeira bastante superior à brasileira, fato que tornava possível aos agentes chilenos manterem em seus portfólios instrumentos distintos aos oferecidos no mercado doméstico.

-0,33, respectivamente nos modelos com e sem emprego de *dummies*. Ou seja, esses deslocamentos evidenciam o esforço por parte dos agentes no objetivo de antecipar-se às futuras medidas de política a serem implementadas pelas autoridades governamentais, bem como ao contexto que prevalecerá. Na seqüência dos fatos, o confisco de liquidez e a política monetária restritiva inicial do Plano Collor, de Março de 1990, associado ao congelamento de preços, se refletiram na continuação dos deslocamentos na elasticidade-custo de oportunidade, atingido no modelo ausente de *dummies* o valor extremo de -0,37.

A partir deste momento, as trajetórias das especificações estimadas através do FK se distinguem em maior grau (ver gráfico 12). Enquanto no modelo com *dummies* atesta-se comportamento estável, no modelo irrestrito a trajetória é mais errática, evidenciando incertezas remanescentes. Todavia, como já aduzimos, este último exibiu nos testes Ljung-Box correlação serial em seus erros de previsão um passo à frente. Isto posto, a maior variabilidade da elasticidade-custo de oportunidade sob esta especificação em parte pode ser creditada a tal ocorrência. Não obstante, não é muito verossímil o grau de estabilidade verificado para o modelo com *dummies*, dado que mesmo num contexto de controle inflacionário e maior credibilidade das políticas, remanesceram restrições no *front* externo, que repetidas vezes se traduziram em substanciais choques na taxa de juros doméstica (ver gráfico a seguir), quando da ocorrência de crises externas como a mexicana em 1995, a crise da Ásia em 1997, a crise Russa em 1998 e, por fim, a nossa própria em 1999. Ademais, devido a importantes transformações pelas quais passou o sistema financeiro [ver Puga (1999)], desde a perda pelos bancos de receita advinda do *float* inflacionário em 1994 à abertura aos bancos estrangeiros em 1995, passando por processos de liquidação de importantes instituições financeiras, aliados ainda ao início da tributação sobre débitos em contas correntes,

internacionais entre abril e dezembro de 1998. Com efeito, tais ocorrências ajudam a explicar, muito provavelmente, o comportamento menos estável da elasticidade-custo de oportunidade a partir do último trimestre de 1997.

Gráfico 6.0

Spread Over Treasury (basis points) C-Bonds (Dados Mensais)



Fonte: Macrométrica

Vale ainda ressaltar alguns pontos. Mais nítido no modelo irrestrito, observa-se que os picos na elasticidade, em meados de 1986 e 1990, parecem refletir a queda abrupta da taxa de inflação e conseqüentemente da taxa de juro nominal. A rápida recuperação (queda em módulo) logo a seguir, por seu turno, aparenta ilustrar o efêmero sucesso do controle inflacionário. Resultado semelhante foi encontrado por Labán (1987a). Não obstante, na seqüência do Plano Real de 1994, o movimento foi inverso. Por outro lado, o aumento em módulo a partir de 1990 pode estar relacionado ao surgimento de novos instrumentos financeiros, ainda mais líquidos relativamente àqueles existentes [ver Relatório Anual Banco Central 1989 (1990)], causado tanto pelas altas taxas de juros e inflação, que ao elevar o número de ativos alternativos à moeda, torna a demanda por saldos reais mais

sensível a variações nas taxas de juros⁵³. Não obstante, Goldfeld e Sichel (1990) lembram que a evidência concernente ao impacto da desregulamentação e inovação financeira sobre a elasticidade-custo da demanda por encaixes reais é bastante controversa, havendo autores que argumentam em favor da queda em módulo da elasticidade [Judd e Scadding (1982b), por exemplo], concomitantemente à existência de autores que argumentam em sentido contrário [Labán (1987a) e Keeley e Zimmerman (1986)].

A partir de 1998 parece haver certa tendência em direção a uma redução da sensibilidade no custo de oportunidade da demanda por encaixes reais. Deve-se, provavelmente, ao gradual deslocamento do parâmetro estrutural da demanda de moeda, evidenciando uma distinta relação entre o nível do custo de oportunidade e a demanda de moeda, ocasionado pela percepção de uma iminente mudança no contexto macroeconômico e no regime de política, ocorrida efetivamente em 1999, com a desvalorização da moeda, a adoção de metas para a taxa de inflação e rígida disciplina fiscal.

Em síntese, a elasticidade-custo da demanda por encaixes reais mostra variabilidade significativa no início da década de 1980, permanecendo pouco estável até por volta de 1992, quando os experimentos heterodoxos de combate inflacionário deixaram de acontecer⁵⁴. A maior credibilidade relativa das políticas posteriores, bem como da confiança no contexto prevalecente, se reflete na maior estabilidade da evolução do parâmetro. Evidentemente, o controle do processo inflacionário, o maior acesso ao mercado externo, o estabelecimento de âncoras

⁵³ Uma hipótese favorável à prática realizada em alguns estudos empíricos de utilizar picos de alta no patamar da taxa de juros como *proxy* para endógenas reduções no custo de transação, oriundas de novos instrumentos financeiros e novas técnicas de gerenciamento de fluxo de caixa [ver Judd e Scadding (1982a) e Goldfeld e Sichel (1990)].

⁵⁴ Fato curioso observar que entre 1992-1994 os parâmetros da equação de demanda de moeda se apresentam bastante estáveis, em particular o coeficiente associado ao custo de oportunidade. Peculiar, pois esse período se refere ao governo Itamar Franco, marcado pela ocorrência de quatro substituições de ministros da Fazenda, aliado à exacerbação inflacionária. Pinheiro, Giambiagi e Moreira (1991) destacam, em paralelo, que desde 1992 a moeda doméstica vinha se fortalecendo frente ao dólar. Nos parece que essas evidências podem estar correlacionadas.

formando as expectativas e, por fim, a desindexação muito mais inteligente e voluntária levada a efeito pelo Plano Real de 1994, geraram uma confluência de fatos que contribuíram para tal resultado. Sem embargo, a tríade inconciliável, déficits fiscais, câmbio rígido e mobilidade de capitais, vigente entre 1995-1999, propiciou pontuais incertezas e reduções na confiança dos agentes relativa às políticas monetárias e econômicas em geral que, provavelmente, respondem pela não constância da elasticidade-custo da demanda de moeda ilustrado na estimação do modelo irrestrito.

No que tange à elasticidade associada à variável de escala, o valor estimado através de MQO, 0,808, situa-se na faixa de 0,75 – 1,0, à qual é a mais espessa na resenha de estudos empíricos levada a efeito por Sriram (2001). Não obstante, as trajetórias obtidas pelo FK ilustram um comportamento bastante errático, o qual nem mesmo o elevado desvio padrão da técnica MQO sintetiza. Para o modelo que empregou *dummies* de intervenção, no período anterior ao segundo trimestre de 1987 a elasticidade encontra-se sempre abaixo do valor obtido via MQO; permanece superior até o terceiro trimestre de 1990, quando novamente cai abaixo de 0,808; volta a superá-lo no quarto trimestre de 1991, permanecendo a partir daí sempre superior ao valor fixo.

Vale dizer que essa evidência vem ao encontro daquilo que se infere pela releitura percuciente dos estudos anteriores de demanda de moeda no Brasil. Para todos aqueles trabalhos que, pelo menos em parte, continham em suas amostras o período a partir de 1980, os resultados obtidos associados ao coeficiente da variável de escala geralmente apresentam elevada variância, com comportamentos nem sempre em acordo com a teoria. Senão vejamos: Triches (1992) para esta dita elasticidade encontra geralmente valores abaixo de 1,0; por outro lado, Tourinho (1992) valores tais como 2,68, 1,38, 3,72, para as respectivas datas de referência, 1985:11, 1984:01 e 1992:01; Lima e Ehlers (1997) encontram elasticidades de

longo prazo sempre superiores a 1,0 (entre 1973-1997), com tendência de queda quase ininterrupta; Dias e Araújo (1998) encontram valores pouco significativos por volta do início da década de 1980, inclusive obtendo sensibilidades negativas da demanda de moeda em resposta a aumentos na renda em alguns momentos compreendidos entre o Plano Cruzado e o Plano Real; e por fim, Albuquerque e Gouvêa (2002) reportam uma elasticidade de longo prazo igual a 0,56 para o período 1980-1999. Embora estes estudos possuam distintas técnicas econométricas, especificações e período amostral, a diversidade de resultados sugere que a convivência com altas taxas de inflação e taxas de juros, aliado a recorrentes planos de estabilização, introduziu elementos sobre a função demanda de moeda, mormente ao que se refere à variável de escala, ainda não incorporados pelos modelos teóricos existentes. Neste sentido, os resultados por nós obtidos devem ser vistos dentro deste contexto, sobejamente sensíveis à especificação, à técnica econométrica empregada e ao período abordado.

Estes indicam que a elasticidade-renda mostra valores estatisticamente distintos ao valor fixo obtido sob hipótese de constância, entre o primeiro trimestre de 1983 e o segundo de 1985 (com exceção do segundo trimestre de 1983) para ambos os modelos, entre o terceiro trimestre de 1987 e o terceiro de 1989 e entre o primeiro trimestre de 1998 o segundo de 1999 (para o modelo sem *dummies*) e nos pontos segundo e terceiro de 1989 (modelo com *dummies*).

O período 1983-1985 alia elasticidade próxima a zero com variabilidade substancial. Quanto à primeira evidência, é compatível com os resultados obtidos por Rossi (1988), o qual para o período 1980-1985 também não obtém significância estatística para o coeficiente associado a variável de escala. Obtendo-se a média dos valores reportados pelo FK entre 1983-1985, encontramos 0,07, muito próximo ao valor fixo reportado por Rossi, de 0,04. A reduzida sensibilidade renda da demanda de moeda pode estar ligada ao forte período recessivo vigente nos anos

1981-1983, que associado à perspectiva de mudança de governo em 1985, trouxe instabilidade ao parâmetro, pelo fato de dificultar aos agentes projetarem no futuro o “*time path*” das variáveis relevantes determinantes da demanda de moeda.

Com a recuperação do crescimento econômico, a elasticidade eleva-se, atingindo valores próximos a 0,50, quando da implementação do Plano Cruzado. A partir deste momento, a elasticidade move-se abruptamente, compatível com a incerteza generalizada e a crescente instabilidade no contexto macroeconômico e no manejo da política econômica, que se seguiram aos planos de choque do ministro Dílson Funaro (Cruzado) e Bresser Pereira (Plano Bresser). Em seguida, entre o terceiro trimestre de 1987 e o quarto de 1989, a elasticidade atinge valores demasiadamente elevados, 1,50 no modelo com intervenções e 2,04 no modelo irrestrito. Esse período foi caracterizado pelo fracasso do Plano Bresser, uma política “feijão com arroz” em 1988 (objetivava ao menos estabilizar a inflação em um patamar próximo a 15% ao mês) e a tentativa de mais um choque antiinflacionário, em 1989. Ademais, a balança comercial apresentou importante recuperação, relativo ao ano de 1986, de elevada absorção. Este fato pressionou o mercado monetário, com o Banco Central precisando pagar taxas nominais atrativas nos seus títulos de forma a não permitir expansão exagerada da base monetária (nem sempre obtendo êxito).

Entre os argumentos que explicam tão elevadas elasticidades, o ambiente de “triumfalismo” que se seguiu à queda da inflação no bojo do congelamento de preços de 1986, aliado à taxa de juros reais abaixo de zero (que, entre outros efeitos, levou ao crescimento do PIB este ano de 7,49% relativo ao ano anterior), teriam levado os agentes a confundir o aumento observado na renda corrente com aumento na renda permanente, induzindo um forte impacto na sensibilidade renda

da demanda de moeda para fins de transação⁵⁵. Todavia, em 1987 o crescimento do produto foi bem mais modesto, com 1988 apresentando estagnação. Em contrapartida, as elasticidades permaneceram acima do patamar de 1,30, não validando por completo o argumento delineado acima.

Não obstante, em um contexto de inflação elevada, geralmente a dívida pública interna do governo necessita ser lastreada em títulos pós-fixados de curto prazo, remunerados a taxas de juros de mercado, de maneira a efetivar-se seu financiamento. Por exemplo, em 1982, 85% da dívida pública eram constituídos de ORTNs, títulos indexados, apresentando prazo médio de 36 meses. O grande encurtamento do prazo médio ocorreu a partir de 1986. Entre 1987 e 1989, o total da dívida securitizada teve um prazo médio entre 2 e 4 meses [Pastore e Pinotti (1999)]. Ademais, dada a necessidade de esterilizarem-se os fluxos externos elevados no período provindo do saldo comercial, esta foi crescente. Conforme Pastore e Pinotti (1999) e Lopes (1997), quando os títulos são indexados a taxa de juros de curto prazo e/ou quando o prazo destes títulos é pequeno, uma elevação da taxa de juros por parte das autoridades monetárias no intento de contrair-se a demanda agregada, não acarreta um “efeito riqueza” (queda no valor dos títulos em carteira dos agentes) que contrai o consumo, mas pode levar a um “efeito renda” com o sinal contrário. Ao passo que este “efeito renda” poderia estar associado à elevada elasticidade-variável de escala da demanda de moeda que observamos entre 1987 e 1989, período em que o prazo da dívida pública foi mais reduzido, visto que este efeito estaria levando os agentes a elevar a projeção de renda permanente, com reflexo na sensibilidade renda da demanda de moeda.

Destarte, de modo prospectivo e algo impreciso, buscamos observar se o nível da dívida pública real em títulos fora do Banco Central de algum modo influí

⁵⁵ Labán (1987a) utiliza-se deste argumento para explicar a elevação de 1,57 a 1,99 na elasticidade-renda da demanda de moeda no Chile, ocorrida num intervalo de dois trimestres.

na trajetória da elasticidade renda obtida pelo FK (modelo com *dummies*). Levamos a cabo uma regressão simples, regressando (com correção para correlação serial de primeira ordem)

$$y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 x_{t-1} + \mathbf{e}_t$$

onde y_t e x_t correspondem respectivamente aos valores da elasticidade-renda e do logaritmo da dívida pública real em títulos fora do Banco Central. Efetivamos também um teste de causalidade no sentido de Granger:

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_{t-1} + \mathbf{b}_1 x_{t-1} \\ x_t &= \mathbf{a}'_0 + \mathbf{a}'_1 x_{t-1} + \mathbf{b}'_1 y_{t-1} \end{aligned}$$

com y_t e x_t correspondendo às definições acima e os parâmetros \mathbf{b} aos canais de causalidade. Em vista do confisco do Plano Collor, restringimos o período a 1983:01-1989:04. Os resultados são visualizados abaixo:

Tabela 3.0
Resultados da Regressão e do Teste de Causalidade de Granger

Variável	Estimado	Desvio padrão	
a_0	-9.059023* (0.0550)	4.481283	
a_1	0.848156** (0.0376)	0.384236	
R(2) 0.876	DW 1.693	SE 0.221	
Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	p-valor
div. pública não causa Granger elast. Renda	27	2.279	0.1441
Elast. Renda não causa Granger dív. Pública	27	0.016	0.9004

Nota: A estatística F corresponde à estatística Wald para a hipótese nula conjunta $b_1 = \dots b_l = 0$.

Ao nível próximo a 15% não podemos rejeitar a hipótese que haja, de alguma forma, um sentido de causalidade no conceito de Granger fluindo do estoque real de títulos da dívida pública fora do Banco Central para a elasticidade-renda da demanda de moeda obtida através do FK. Ademais, a regressão reportada confirma a interdependência entre as duas variáveis, atestando-se a significância a 5% do coeficiente associado ao logaritmo da dívida pública defasado um período. Todavia, reconhecemos que este ponto merece uma análise mais aprofundada⁵⁶.

⁵⁶ Vale dizer que quando estendemos a amostra até 1990:03, a hipótese nula dívida pública não causa Granger elasticidade-renda é rejeitada a 10% (p-valor 0.0712), enquanto a hipótese nula de não causalidade inversa continua válida (p-valor igual a 0.786).

Ademais, os elevados valores de 1,50 e 1,89, modelos com e ausente de *dummies* respectivamente, ocorrem no terceiro trimestre de 1989, ao apagar das luzes do Plano Verão, com a inflação caminhando a passos largos para o nível de 50% ao mês. Nesse sentido, a antecipação do consumo, determinada pelas incertezas quanto ao efeito sobre a renda real futura do recrudescimento da inflação a partir do segundo trimestre, possibilitada pelo significativo montante de ativos financeiros que tiveram rendimentos reais ampliados e pela recuperação salarial, explica o ocorrido. No último trimestre de 1989, as elasticidades se reduzem a 0,91 e 1,26, que ilustra o efeito da eleição presidencial de 1989 e, como afirma Werlang (1994), da expectativa de que algo seria feito com o estoque da dívida interna. Dessa forma, a desconfiança de moratória interna teria levado a queda abrupta na elasticidade associada à variável de escala.

Após 1992, as elasticidades mostram recuperação, embora ainda apresentem moderada variabilidade, todavia dentro das bandas. Observa-se o efeito positivo da queda no nível da inflação que se seguiu ao Plano Real (terceiro trimestre de 1994), o efeito positivo da minidesvalorização do câmbio em Março de 1995, o impacto da introdução da CPMF no primeiro trimestre de 1997 (as elasticidades saíram de 1,24 a 1,40 e de 1,09 a 1,18, para os modelos sem e com *dummies* respectivamente), que levou os agentes a demandarem mais moeda (relativo aos investimentos de curto prazo) e, por fim, o impacto da desvalorização de 1999, cujo foi seguida por uma elevação bastante significativa da taxa de juros. O pequeno efeito negativo na elasticidade, portanto, pode ser consequência da projeção de momentos difíceis para a economia brasileira, observado que à época surgiram diversas estimativas de queda do produto interno por volta de 6,0%, levando os agentes a reduzirem sua perspectiva de ingresso de renda futura.

Por último, cabe destacar que depois de meados da década de 1990, quando finalmente a inflação foi controlada e os contextos econômicos e políticos

tornaram-se menos descontínuos, a elasticidade-renda realmente mostrou-se relativamente mais estável, embora sua trajetória confirme, através de certa variabilidade exibida, que não se logrou no período reduzir por completo a insegurança e a desconfiança no que se refere às medidas de política e ao contexto prevalecente, por certo em função da elevada sensibilidade da economia doméstica a ocorrências no meio externo.

3.4 Capacidade de Previsão Fora da Amostra

Uma conhecida controvérsia na macroeconomia monetária se refere à eleição do instrumento de política monetária. Há escolas que advogam o emprego da taxa de juros, enquanto outras defendem o uso das metas monetárias [ver Walsh (1998) e Romer (1996)]. Não obstante a crítica monetarista, à qual afirma que manejar a política monetária através da taxa de juros pode ser desestabilizante, grande parte dos Bancos Centrais hoje no mundo opera fixando a taxa de juro nominal no mercado de reservas bancárias. Muito provavelmente, este fato se deve à implícita restrição à adoção de metas monetárias, qual seja, que a função de demanda de moeda seja estável, ou que se desloque muito vagarosamente no tempo. Por conseguinte, opta-se pela taxa de juros ou taxa de câmbio como instrumento de política, pelo fato de que regras baseadas nesses instrumentos podem ser derivadas (sob certas hipóteses) de modelos macroeconômicos que não requerem identificação de uma demanda de moeda ou preciso conhecimento acerca da elasticidade-juro e renda [Bomhoff (1991)].

Mais recentemente, um crescente número de países passou a adotar diferentes regimes de “*inflation targeting*”, nos quais geralmente a taxa de juros é estabelecida em função, essencialmente, do hiato entre a meta inflacionária e a inflação observada ou prevista. A princípio, portanto, dever-se-ia esperar que se

tornasse irrelevante, para fins de política monetária, a análise e mesmo estimação de uma equação de demanda de encaixes reais, em detrimento, por exemplo, da estimação das curvas de demanda agregada e de Phillips. Todavia, ao ler diretrizes de política monetária de Bancos Centrais como o inglês e o chileno, encontram-se destacado o papel exercido pelos agregados monetários, sob justificativa que em muitas circunstâncias estes se tornam um indicador mais eficiente que a taxa de juros no que se refere à postura da política monetária. Por conseguinte, é nesse sentido que não traçam um alvo específico para a trajetória dos agregados, mas sim os utilizam como indicador para avaliação do progresso global da economia e do impacto da política monetária sobre ela⁵⁷⁵⁸.

Em decorrência, uma eficiente capacidade de “*forecast*” a respeito da evolução da liquidez da economia torna-se importante, pelo fato de servir como um indicador avançado da evolução dos preços (BCE), ou mesmo revelar, através da contraposição entre os valores previstos e observados, possível incremento inesperado no crescimento do produto, ou talvez elevação nas expectativas inflacionárias além da qual esperavam os *policymakers ex-ante* [Albuquerque e Gouvêa (2002)].

Nesse sentido, ao realizarmos previsões, estas devem ser o tanto quanto mais confiáveis possíveis, sobretudo quando são empregadas na tarefa de exercer a política econômica. Na verdade, a tarefa de prever pode ser sintetizada no seguinte problema: consiste em combinar informação passada com informação corrente para gerar uma distribuição probabilística de determinados eventos futuros.

⁵⁷ Vale dizer que a política monetária do Banco Central Europeu, que não pode ser caracterizada como um regime de *inflation targeting*, traça tanto uma meta para a taxa de inflação como para o crescimento de M3.

⁵⁸ Albuquerque e Gouvêa (2002) advogam em defesa do acompanhamento da demanda de moeda, mesmo em regimes cuja taxa de juro é o instrumento de política, sem estabelecer meta para seu crescimento, mas sim como indicador da performance econômica.

Mais especificamente, no que tange à predição de encaixes monetários reais, economias semelhantes à brasileira que estão sujeitas a períodos de incerteza generalizada, manejo discricionário da política econômica e transformações no contexto macroeconômico, a tarefa torna-se mais difícil. Isto decorre do fato de que contínuas mudanças no contexto institucional e econômico e na condução da política econômica colocam em dúvida a relevância que tem as observações passadas no que concerne à previsão futura. Dito de outra maneira, pode ocorrer que somente observações recentes tragam informação relevante ao objetivo de projetar a evolução futura de determinada variável. Por conseguinte, o número reduzido de observações relevantes impõe restrição ao número de variáveis a serem incluídas em um modelo que se estimará através de alguma técnica tradicional. Isto posto, torna-se nítida a vantagem adicional do FK, o qual é capaz de no decorrer do processo de estimação e previsão, determinar com ponderação ótima, os pesos a serem estabelecidos as observações passadas e recentes.

Com efeito, espera-se de uma técnica de estimação que relaxa a suposição *a priori* de constância dos coeficientes, como o FK, entrega de previsões mais próximas as realmente observadas, em relação às técnicas tradicionais. Ora, como vimos, a técnica de parâmetros variáveis estimados através do FK permite considerar mais eficientemente a característica volátil do contexto macro, em termos gerais, à qual é incorporada ao processo de estimação e previsão. Ao mesmo tempo, possibilita a atualização (revisão) dos coeficientes e previsões a cada surgimento de nova observação. Por conseguinte, a técnica logra descontar, de uma forma ótima, o peso que tem as observações passadas sobre as estimações e projeções atuais.

Segue que levamos a efeito a comparação entre o poder de predição da técnica FK e técnicas tradicionais MQO e MQOR (Mínimos Quadrados Ordinários Recursivos), o que nos permitirá auferir a importância a respeito da adoção de um

modelo com parâmetros variáveis em face à opção por um modelo de parâmetros constantes. Esta comparação se efetivará através de estatísticas baseadas nos erros de previsão. São elas: raiz do erro quadrático médio (RMSE, em inglês), erro médio absoluto (em percentagem) (MAPE, em inglês) e o coeficiente de desigualdade de Theil (U).⁵⁹

As duas primeiras estatísticas tendem a zero se a previsão é perfeita. Ademais, a segunda está restrita entre 0 e 1. A terceira tende ao valor de 1 caso a capacidade de previsão que se obtém pela técnica i é igual àquela que se obtém supondo que a variável em questão segue um *random walk* ($\hat{y}_t = y_{t-1}$). Nesse sentido, quanto mais próximo de zero, melhor é a capacidade de previsão da técnica i relativo à simples extrapolação.

A análise foi feita com base nos valores previstos para o período 2000: 01 2001:01, ausente de choques significativos de ordem geral. O procedimento se efetivou da seguinte maneira. Estimamos através de MQO o período 1980:01 – 1999:04 e projetamos a demanda por M1 real, utilizando os valores fixos dos coeficientes, baixo o suposto de constância *over time* – projeção MQO. Alternativamente, re-estimamos o período 1980:01- 1999:04 via MQO e projetamos o desejo de liquidez um passo à frente, recursivamente re-estimando os parâmetros através dessa mesma técnica cada vez que nova observação tornava-se disponível. Ou seja, este método permite que os coeficientes se alterem somente em razão da inclusão no período amostral de uma nova observação, distribuindo o mesmo peso a todas as observações no que se refere à estimação e previsão atuais – técnica MQOR. Por fim, aplicamos o FK para todo o período 1980:01- 2001:01, significando que os parâmetros (“constante” e elasticidades) utilizados no processo

⁵⁹ $RMSE = \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}$; $MAPE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=S}^{S+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$; $U_{Theil} = \frac{RMSE(i)}{RMSE(RW)}$

de previsão se alteram em resposta a elementos de inovação (mecanismo de atualização), resultando que as observações mais antigas vão perdendo relevância frente às observações correntes – projeção através do FK (modelo irrestrito e com *dummies*).

As tabelas a seguir apresentam os resultados.

Tabela 4.0
Valores Efetivos e Previstos (em Milhões de Reais de 10/2002)- Distintas Técnicas Econométricas

	Efetivo	MQO	MQOR	KALMAN c/DUMMIES	KALMAN
2000:01	76115,23	72405,24	72405,24	75008,24	76422,42
2000:02	74111,89	76260,06	76367,31	75630,84	76296,93
2000:03	76032,95	73480,97	73431,30	72327,32	72568,47
2000:04	85056,97	86588,73	86721,25	88696,65	88235,25
2001:01	85140,89	79827,10	80103,25	82431,14	83830,18
RMSE		3330,88	3279,10	2751,51	2395,44

Tabela 5.0
Erros de Previsão como Percentagem do Valor Efetivo e Erro Médio Absoluto (Percentagem) para M1 real

	MQO	MQOR	KALMAN c/ DUMMIES	KALMAN
2000:01	-4.874	-4.874	-1.454	0.403
2000:02	2.898	3.043	2.049	2.948
2000:03	-3.356	-3.421	-4.873	-4.556
2000:04	1.800	1.956	4.279	3.736
2001:01	-6.241	-5.916	-3.182	-1.539
MAPE	3.834	3.842	3.167	2.636

Tabela 6.0
Coefficiente de Desigualdade U-Theil para Previsões de M1 real

Técnica Econométrica	U – Theil
MQO	0.777
MQOR	0.765
KALMAN c/ DUMMIES	0.642
KALMAN	0.559

As três técnicas apresentam resultados satisfatórios. O RMSE como porcentagem do estoque real de 2001:01, não supera 4,0%, atingindo em seu valor mais alto 3,91% (MQO) e o menor 2,81% (Kalman sem *dummies*). Em relação à técnica MQOR, o FK na especificação sem *dummies* melhora a RMSE por volta de 27,0%.

Todas as estatísticas concluem pela maior precisão do FK relativo às técnicas alternativas. Este resultado confirma nossa expectativa, qual seja, à medida que incorporamos o comportamento volátil do arcabouço econômico- institucional, obtém-se resultados mais certos.

A observação dos erros absolutos como porcentagem do valor efetivo e a média destes não desencoraja o uso de valores previstos para demanda de liquidez como ferramenta importante de sinalização para a política monetária. O maior erro absoluto (em porcentagem) é de 6,24% para MQO 2001:01, com os erro médio absoluto (em porcentagem) para todas as técnicas abaixo de 3,9%. Nota-se novamente a primazia do modelo ausente de *dummies* estimado através do FK, apresentando um erro médio de 2,63%. Relativo ao erro de previsão médio da técnica MQOR, representa valor próximo a 950 milhões de reais (de outubro de 2002), com base no estoque real médio observado do período de previsão.

No que se refere ao coeficiente de desigualdade U-Theil, todas as técnicas apresentam capacidade de previsão maior daquela que se obteria através da simples extrapolação. Especificamente, vê-se pela estatística que o erro quadrático médio de previsão da especificação FK irrestrita é cerca da metade do erro quadrático médio derivado da previsão realizada sob a hipótese de que M1 real segue um *random walk*. Por conseguinte, conclui-se que o uso das técnicas é relevante, sobretudo o emprego do FK, de melhor performance.

Vale dizer que os resultados a favor do modelo irrestrito estimado através do FK vêm ao encontro do recomendado por Goldfeld e Sichel (1990), que argumentam não ser correto os pesquisadores declararem “vitória” quando suas especificações satisfazem testes de constância dos parâmetros. Isto porque comumente os pesquisadores não levam a efeito testes de poder de previsão das referidas especificações, o que não preenche a necessidade dos formuladores de política. Trazendo para o nosso contexto, ao utilizarmos intervenções para melhorar o ajuste dentro da amostra do nosso modelo de parâmetro fixo, acabamos por negligenciar informações ou particularidades quanto à demanda de encaixes reais, que se fizeram importante na projeção do comportamento futuro do estoque demandado. Como demonstrado, a opção por não restringir os parâmetros à constância resultou em previsões mais precisas, recado que estava implícito no conselho de Goldfeld e Sichel (1990)⁶⁰.

Em resumo, considerar como uma restrição adicional ao desenho da política monetária a capacidade dos agentes de antecipar-se e aprender com a observação do contexto macroeconômico e institucional, permitirá um maior êxito da autoridade monetária no manejo de sua política. Ao passo que, se a observada instabilidade na função demanda de moeda é ocasionada preponderantemente pelo

emprego discricionário das regras de política (cuja tal conclusão exige análise mais percuciente do comportamento dos parâmetros), o emprego de regras claras e precisas, fixadas de modo bastante crível, tornam a função mais estável e, portanto, mais relevante como portadora de informações que emanam da economia real, as quais orientam a política monetária.

⁶⁰ Tourinho (1995) também destaca que a obtenção de maneira *ad hoc* das características da equação da demanda de moeda para se ajustar a um particular conjunto de dados, exclui particularidades de natureza geral no que diz respeito

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Estudos na academia e diretrizes operacionais de muitos bancos centrais destacam a importância dos agregados monetários em providenciar informações para a realização da previsão da taxa de inflação e também como indicadores para a decisão de intervenção por parte das autoridades monetárias. Mesmo quando o regime monetário se caracteriza pelo estabelecimento da taxa de juros, tal papel é exercido. Em decorrência, torna-se relevante analisar a estabilidade da demanda por estes agregados, visto que se a inconstância desta demanda é negligenciada, a eficiência das autoridades monetárias em controlar a moeda e provavelmente a inflação tende a reduzir-se.

Nesse sentido, o presente trabalho se preocupou em angariar evidências acerca da estabilidade da função demanda de moeda no Brasil, notadamente no que se refere à constância dos seus parâmetros ao longo do período amostral. Adicionalmente, verificou-se o grau de previsibilidade das estimações, sob parâmetros fixos e variáveis (filtro de Kalman), de forma a concluir pela relevância ou não em adotar-se modelos de parâmetros variáveis vis-à-vis a opção de modelos com parâmetros constantes.

Para levar a efeito tais objetivos, estimou-se uma equação de procura por encaixes reais de longo prazo, período de análise 1980-2001, empregando M1 real como conceito de moeda, consumo de energia elétrica como variável de escala e a taxa de juro Selic como custo de oportunidade. Também se utilizou *dummies* quando necessário. Todas as regressões, estimadas por meio dos procedimentos MQO e FK, exibiram alta precisão, apresentando reduzidos desvios-padrão. Os valores dos parâmetros, por seu turno, se apresentaram em consonância com a teoria monetária, bem como com os estudos empíricos prévios. Por conseguinte,

pode-se afirmar que a equação de demanda de moeda para o Brasil requer poucos argumentos explicativos, o que a torna potencialmente mais facilmente previsível.

No que concerne à capacidade de previsão fora da amostra, a equação de demanda de moeda, estimada através das técnicas MQO, MQOR e FK, apresentou resultados satisfatórios. A raiz do erro quadrático médio (RMSE) como percentagem do estoque real de M1 de 2001:01 foi mais alta na projeção por meio da técnica MQO, 3,91%, ao passo que atingiu o menor valor através da projeção empregando o FK (modelo sem *dummies*), 2,81%. Por outro lado, o coeficiente de desigualdade U-Theil expressou bem a maior capacidade de predição das referidas técnicas vis-à-vis o resultado que se obteria por simples extrapolação. Como já foi afirmado, se o valor desta estatística supera 1,0, significa que a projeção através da extrapolação é mais eficiente em predizer os encaixes monetários. Contrariamente, se menor que 1,0, conclui-se que as técnicas alternativas exibem melhor performance. Para a técnica MQO, o coeficiente U-Theil foi de 0,777 (o valor mais próximo de 1,0 entre as técnicas), ao passo que no modelo sem *dummies* estimado pro meio do FK o valor encontrado foi de 0,559. Conseqüentemente, os resultados consistentemente advogam em defesa do emprego dos procedimentos econométricos, demonstrando que a demanda de encaixes reais é satisfatoriamente previsível, sobretudo quando empregado o arcabouço com parâmetros estocásticos, que por sua capacidade de capturar mudanças nos regimes de política, bem como alterações nos parâmetros estruturais da equação comportamental, entrega previsões mais certas.

Pode-se portanto aduzir que sob o ponto de vista da precisão na estimação, do reduzido número de argumentos explicativos requeridos e da capacidade satisfatória de predição além da amostra, a equação de demanda de encaixes reais de longo prazo para o Brasil é estável. Não obstante, a recorrente maior eficiência da técnica FK (maior ajuste dentro da amostra e maior eficiência na predição)

sugere que os parâmetros ao longo do período amostral não permaneceram estáveis, haja vista que caso assim fosse, os resultados entre as técnicas não se diferenciariam significativamente.

Destarte, uma análise de estabilidade foi levada a cabo, confrontando-se os valores dos parâmetros obtidos através da técnica MQO (parâmetros fixos) com a trajetória dos coeficientes estocásticos obtidas através do FK (parâmetros variáveis). Está suposto, no caso da primeira técnica, que os coeficientes são independentes dos regimes de política. Por outro lado, sob a estrutura de parâmetros variáveis, considera-se que os agentes econômicos buscam prever e antecipar medidas de política, o que torna os parâmetros da demanda por encaixes reais potencialmente instáveis. Concomitantemente, sob esse arcabouço, permite-se visualizar possíveis alterações nos parâmetros estruturais, em decorrência de variabilidades nos contextos macroeconômicos e institucionais prevaletentes.

Os resultados corroboram nossa preocupação. De fato, os testes de estabilidade rejeitam a hipótese de constância dos parâmetros ao longo do período amostral. Por conseguinte, invalidam a afirmação que a função procura por encaixes reais é estável no período 1980-2001. Observa-se que as evoluções da “constante”, da elasticidade-renda e da elasticidade-custo de oportunidade exibem variações e flutuações importantes, às quais os estimadores fixos obtidos através do procedimento MQO não ilustram nem resumem de maneira eficiente. Ademais, o período 1986-1992 se destaca como o mais conturbado, ocorrendo quebras significativas relativas ao valor fixo estimado sob a hipótese *a priori* de parâmetros constantes, tanto quanto ao que se refere à elasticidade-renda, bem como à elasticidade-custo de oportunidade. Tal resultado está muito provavelmente associado ao manejo discricionário das políticas do período, não se descartando também a influência das inovações financeiras, decorrentes tanto da ocorrência de taxas de juros altas, bem como do desenvolvimento tecnológico.

Portanto, conclui-se que projeções de liquidez para fins de política monetária, com base no suposto de coeficientes fixos, podem levar a resultados errôneos⁶¹. Por conseguinte, ao empregar-se a equação de demanda de moeda com vistas ao auxílio da condução da política monetária, deve-se considerar que os agentes continuamente revisam seus planos e decisões, não aptos, portanto, à manipulação das autoridades monetárias. Em outras palavras, não incorrem em erros sistemáticos, agindo racionalmente, em conformidade com a assertiva da crítica de Lucas⁶². Ou seja, a despeito da relativa maior constância dos parâmetros a partir de meados da década de 1990, parece ser imprescindível levar em consideração de modo rigoroso a capacidade dos agentes de aprender e antecipar o comportamento dos *policy-makers*, e também a reação dos primeiros a diferentes contextos macroeconômicos e institucionais.

Em resumo, embora os resultados não concluam pela estabilidade da equação de demanda de moeda, por outro lado não invalidam a utilização das projeções de liquidez ou mesmo do conhecimento da elasticidade-renda e custo de oportunidade como ferramentas da política monetária. Haja vista que ao considerar de modo mais próximo ao correto o comportamento dos agentes econômicos, empregando para isso o FK na estimação de parâmetros variáveis, obtém-se resultados de melhor performance que superam questões relativas a mudanças nos regimes de política e alterações nos parâmetros estruturais, viabilizando o acompanhamento da demanda de moeda como indicador importante no auxílio da condução da política monetária.

Ademais, conforme ilustrado pela maior constância dos coeficientes a partir da metade da última década, a execução de políticas mais críveis e consistentes permite aos agentes um maior grau de previsibilidade do comportamento futuro das autoridades monetárias, que por conseguinte, torna o próprio desejo de liquidez

⁶¹ Triches (1992) encontra evidência análoga.

⁶² E também em consonância com a percepção de Blinder (1999) a respeito das equações econométricas.

menos instável, fortalecendo a importância do emprego do monitoramento da demanda de moeda como variável sinalizadora e antecedente da situação presente e futura do contexto macroeconômico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, P. H. ; GOUVÊA, S. Using a money demand model to evaluate monetary policies in Brazil. *Banco Central do Brasil*. 2002, Working Paper.

ASILIS, C. M. ; HONOHAN, P. ; MCNELIS, P. D. Money demand during hyperinflation and stabilization: Bolivia, 1980-1988. *Economic Inquiry*, v. 31, p. 262-73, April 1993.

BABA, Y. ; HENDRY, D. ; STARR, R. *U.S. money demand, 1960-1984*. (mimeo).

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório Anual. Diversos números.

BANCO CENTRAL EUROPEU. *Boletim Mensal do BCE*, Fevereiro de 1999.

BANK OF ENGLAND. The transmission mechanism of monetary policy. *The Monetary Policy Committee*, 1999.

BARBOSA, F. H. A demanda por moeda no Brasil: uma resenha da evidência empírica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 8, n.1, p. 33-82, 1978.

BAUMOL, W. The transaction demand for cash: an inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics*, n.66, p. 545-556, 1952.

BLANCHARD, O. ; FISCHER, S. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 1989.

BLINDER, A. S. *Bancos Centrais: Teoria e Prática*. São Paulo: Editora 34, 1999.

BOMHOFF, E. Stability of Velocity in the Major Industrial Countries, *IMF Staff Papers*, v. 38, n.3, p. 626-642, 1991.

BORDO, M. ; JONUNG, L. *The long run behavior of the velocity of circulation: the international evidence*. Nova York e Melbourne: Cambridge University Press, 1987.

BOUGHTON, J. M. International comparisons of money demand. *Open Economies Review*, v. 3, n.3, p. 323-43, 1992.

BROCK, W. A. Money and growth: the case of long run perfect foresight. *International Economic Review*, v. 15, n.3, p. 750-77, 1974.

CAGAN, P. The monetary dynamics of hiperinflation. In: FRIEDMAN, M. (ed) *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago press, 1956.

CANUTO, O. *Regimes de Política Monetária em economias abertas*. IE/UNICAMP, dez. 1999 (Texto para Discussão n.92).

CARDOSO, E. Uma equação para a demanda de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 11 n.3, p. 617- 36, 1981.

CARNEIRO, D. D. ; MODIANO, E. Ajuste externo e desequilíbrio interno: 1980-1984. IN: ABREU, M. P. (org). *A ordem do progresso cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1992.

CENTRAL BANK OF CHILE. *Monetary Policy Report*. May, 2000.

CLOWER, R. W. A reconsideration of the microfoundations of monetary theory. *Western Economic Journal*, v. 6, n. 1 p. 1-9, 1967.

COOLEY, T. F. ; PRESCOTT, E. C. The adaptive regression model. *International Economic Review*, v. 14, p. 364-71, 1973.

CORBO, V. ; MCNELIS, P. D. The pricing of manufactured goods during trade liberalization: evidence from Chile, Israel and Korea. *The Review of Economics and Statistics*, p. 491-99, 1987.

CUBA, B. E. ; HERRADA, R. V. Demanda de dinero, inflación y política monetaria en el Peru: 1991-1994. *Cuadernos de Economía*, n.97, p. 347-77, 1995.

CUTHBERTSON, K. Expectations, learning and the Kalman Filter. *The Manchester School*, v. 56, n.3, p. 223-46, 1988.

DARRAT, A. F. The demand for money in Brazil: some further results. *Journal of Development Economics*, v. 18 n. 2-3, p. 485-91, 1985.

DIAMOND, P. A. Money in search equilibrium. *Econometrica*, v. 52, n. 1, p. 1-20, January 1983.

DIAZ, M. D. ; ARAUJO, L. J. Aplicações de redes neurais à economia: demanda por moeda no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 271-97, 1998.

DORNBUSCH, R ; FISCHER, S. *Macroeconomia*. São Paulo: Makron, Mc Graw-Hill, 1991.

ERICSSON, N. R. Empirical modeling of money demand. *Empirical Economics*, v. 23, n. 3, p. 295-315, 1998.

FAIR, R. C. International evidence on the demand for money. *Review of Economics and Statistics*, v. 69, p. 473-80, 1987.

FISCHER, S. Money and the production function. *Economic Inquiry*, v. 12, p. 517-533, November 1974.

FISHER, I. *Appreciation and Interest*. Nova York: American Economic Association, 1896.

FRAGA, A. Monetary policy during the transition to a floating exchange rate: Brazil's recent experience. *Finance and Development*, v. 37, n.1, mar. 2000.

FREITAS, C.E. Estabilização e política monetária no Brasil. In: VELLOSO, J. P. R. (org) *Inflação, Moeda e Desindexação*. São Paulo: Nobel, 1994.

FRIEDMAN, M. The Quantity theory of Money: a re- statement. In: FRIEDMAN, M. (org) *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: Chicago University Press, 1956.

GERLACH, S. ; DE SIMONE, F. N. A money demand equation for Brazil: comments and additional evidence. *Journal of Development Economics*, v. 18, n. 2-3, p. 493-501, 1985.

GIOVANNINI, A. ; TURTELBOOM, B. Currency Substitution. *NBER, Working Paper 4232*, 1992.

GOLDFELD, S.M. The case of missing money. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 3, p. 683-730, 1976.

GOLDFELD, S.M. ; QUANDT, R. Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, v. 1, p. 3-16, 1973.

GOLDFELD, S. M. ; SICHEL, D. E. The Demand for money. In: FRIEDMAN, B. M. & HAHN, F. H. *Handbook of Monetary Economics*. New York: North Holland, 1990.

GUILHOTO, J. M. *Aggregate demand for narrow and broad money: a study for the Brazilian economy – 1970-1983*. São Paulo: IPE-USP, Janeiro 1986 (Trabalho para Discussão Interna).

GURLEY, J. G ; SHAW, E.S . *Money in a theory of finance*. Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1960.

- HACKL, P. ; WESTLUND, A. Demand for international telecommunication. Time – varying price elasticity. *Journal of Econometrics*, v. 70, p. 243-60, 1996.
- HAFER, R. W. ; HEIN, S. E. The shift in money demand: what really happened? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 64, p. 11-6, 1982.
- HARRIS, J. A. Q. *Evolução e definição de moeda*. Rio de Janeiro: Ed. da FGV, 1985.
- HARVEY, A. C. *Time series models*. Deddington: Philip Allan, 1981.
- . *Forecasting structural time series models and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- HAUG, A. A. ; LUCAS, R. F. Long run money demand in Canada: in search of stability. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, p. 345-48, May 1996.
- HAYO, B. Estimating a European Demand for Money (on line), Germany, 1999, *Working Paper Archive at WUSTL*, disponível na Internet: <http://www.netec.mcc.ac.uk/WoPEc/data/Papers/wpawuwpma9811008.html>
- HENDRY, D. F. ; BABA, Y. ; STARR, R.M. The demand for M1 in the U.S.A., 1960-1988. *Review of Economic Studies*, 59, p. 25-61, 1992.
- HENDRY, D. F. ; ERICSSON, N. R. An econometric analysis of U.K money demand in monetary trends in the United States and the United Kingdom. *The American Economic Review*, v. 81, n.1, p. 8-37, March 1991.
- HILLBRECHT, R. *Economia Monetária*, São Paulo: Editora Atlas, 1999.
- HUMPHREY, T.H. *A Teoria Quantitativa da Moeda: Evolução Histórica e Papel nos Debates Políticos*. Campinas, IE-Unicamp (texto didático), trad. Fernando Nogueira da Costa, 1992.
- JONES, R. A. The origin and development of media exchange. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 4, p: 757-75, August 1976.
- JUDD, J. P. ; SCADDING, J. The search for a stable money demand function. *Journal of Economic Literature*, v. 20 n. 03, p. 993-1023, September 1982.
- KALMAN, R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journals of Basic Engineering*, transactions of the ASME, series D, p. 34-35, 1960.
- KEYNES, J. M. *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. São Paulo: Abril Cultural, 1983.

KIM, C. J. ; NELSON, C. R. *State space models with regime switching*. Cambridge: MIT Press, 1999.

KIYOTAKI, N. ; WRIGHT, R. On money as medium of exchange. *Journal of Political Economy*, v.97, n. 04, August 1989.

—————. A search-theoretic approach to monetary economics. *The American Economic Review*, v. 83, n.01, p. 63-77, March 1993.

LABÁN, R. Evolución de la demanda por dinero en Chile (1974-1986): una aplicación del Filtro del Kalman. *Colección Estudios Cieplan*, n.22, p. 77-109, dezembro 1987a.

—————. El teorema de extracción de señales y la estimación de parámetros variables: una nota. *Cuadernos de Economía*, n.73, p. 399-412, 1987b.

LAIDLER, D. *The Demand for Money: Theories, Evidences and Problems*. New York: Harper & Row, 1985.

LEONE, A. M. ; KHAMIS, M. Can currency demand be stable under a financial crisis? The case of México. *IMF Working Paper*, 99/53, 1999.

LIMA, E. C. R. ; EHLERS, R. S. *The variance of inflation and the stability of the demand for money in Brazil: a Bayesian Approach*. Rio de Janeiro: IPEA, n. 463, Jan. 1997 (Texto para Discussão).

LOPES, F. Transmissão da política monetária. *Revista de Economia Política*, v. 17, n.3, p. 5-11, 1997.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *Journal of Monetary Economics*, v.1, suppl. p. 19-46, 1976.

LUCAS, R. E. ; STOKEY, N. Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital. *Journal of Monetary Economics*, v.12, n. 1, p. 55-93, 1983.

—————. Money and interest in a cash-in-advance economy. *Econometrica*, v.55, n.3, p. 491-514, 1987.

MADALLA, G. S. *Econometrics*, Singapore: McGraw-Hill, 1977.

MCCALLUM, B. T. ; GOODFRIEND, M. S. Money: theoretical analysis of the demand for money. *NBER Working Paper 2157*, 1987.

MCNELIS, P. D. ; NEFTCI, S. N. Policy dependent parameters in the presence of optimal learning: an application of Kalman Filtering to the Fair and Sargent supply –side equations. *The Review of Economics and Statistics*, v. 64, p. 296-306, 1982.

MELLER, P. ; LABÁN, R. Estimación de elasticidades variáveis no mercado de trabalho do Chile. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.18, n. 3, p. 529-69, dezembro 1988.

MEHRA, Y. P. The Stability of the M2 Demand Function: Evidence from an Error-Correction Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 25, n. 3, p. 455-60, 1993.

MIES, V. ; SOTO, R. Demanda por dinero: teoría, evidencia, resultados. *Economía Chilena*, v.3, n. 3, p: 5-32, Dezembro de 2000.

MILLER, M. H. ; ORR, D. A model for the demand for money by firms. *Quarterly Journal of Economics*, v. 88, p. 415-35, 1966.

MODIANO, E. A. A ópera dos três cruzados: 1985-1989. IN: ABREU, M. P. (org). *A Ordem do Progresso cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1992.

NAKANE, M. I. *Testes de exogeneidade fraca e de superxogeneidade para a demanda por moeda no Brasil*. 18^o. Prêmio BNDES de Economia, Rio de Janeiro: 1994.

OUREIRO, J. L. O debate entre Keynes e os Clássicos sobre os determinantes da taxa de juros: uma grande perda de tempo? *Revista de Economia Política*, v. 20, n.2, p. 95-119, 2000.

PASTORE, A . C. ; PINOTTI, M. C. Inflação e estabilização: algumas lições da experiência brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 1, 1999.

PIGOU, A. C. The value of money. *Quarterly Journal of Economics*. v. 32, p. 38-65, 1917.

PINHEIRO, A. C. ; GIAMBIAGI, F. ; MOREIRA, M. M. *O Brasil na Década de 1990: uma Transição Bem Sucedida*. BNDES: Rio de Janeiro, nov. 2001 (Texto para discussão).

PORTUGAL, M. S. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n.1 , p. 99-134, 1993a.

_____. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 313-347, 1993b.

PUGA, F. P. Sistema financeiro brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. IN: GIAMBIAGI, F ; MOREIRA, M. M. *A Economia Brasileira dos Anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

RAMAJO, J. Time varying parameter error correction models: the demand for money in Venezuela 1983-I – 1994-IV. *Applied Economics*, v. 33, p. 771-82, 2001.

RAO, C. R. The theory of least squares when the parameters are stochastic and its application of growth curves. *Biometrika*, v. 52, p. 457-58, 1965.

REINHART, C. ; ARRAU, P. ; WICKHAM, P. *The Demand for Money in Developing Countries*. Working Paper 721, Banco Mundial, 1991.

ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, 1996.

ROSEMBERG, B. The analysis of a cross section of time series by stochastically convergent parameter regression. *Annals of Economic and Social Measurement*, n.2, p. 399-428, 1973.

ROSSI, J. W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 1, p. 37-54, 1988.

SAMUELSON, P. A. An exact consumption loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of Political Economy*, v. 66, n.6, p. 467-82, December 1958.

SARGENT, T. J. *Dynamic Macroeconomic Theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1987.

SIDRAUSKI, M. Rational choice and patterns of growth in a monetary economics. *The American Economic Review*, v. 57, n. 2, p. 534- 44, May 1967.

SRIRAM, S. S. A survey of recent empirical money demand studies. *IMF Staff Papers*, v. 47, n. 3, p. 334-65, 2001.

SWAMY, P.A.V.B. Efficient inference in a Random coefficient model. *Econometrica*, v.38, p. 311- 371, 1970.

TOBIN, J. The interest elasticity of transaction demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, v. 38, p. 241-47, August 1956.

———. Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *Review of Economics Studies*, v. 25, p. 65-86, 1958.

TOURINHO, O . A . F. A demanda por moeda em processos de inflação elevada. *Revista Brasileira de Economia*, v. 25, n. 1, p: 8-67, 1995.

TREJOS, A. ; WRIGHT, R. Search, bargaining, money and prices. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 1, p. 118-141, 1995.

TRICHES, D. *Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972/1987*. Rio de Janeiro: 16^o. Prêmio BNDES de Economia, 1992.

WALSH, C. *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: MIT Press, 1998.

WERLANG, S. R. C. Sugestões para uma política antiinflacionária no Brasil. IN: VELLOSO, J. P. R. (org) *Inflação, Moeda e Desindexação*. São Paulo: Nobel, 1994.

YANG, Y. ; HWANG, M. The pricing behavior of Korean manufactured goods during trade liberalization. *Journal of Policy Modeling*, v.23, p. 357-69, 2001.

ZAREMBKA, P. Functional form in the demand for money. *Journal of American Statistical Association*, v. 63, p. 502-11, June 1968.

ZINI JÚNIOR, A. *Três Estudos Sobre a Inflação, Taxa de Câmbio e Reforma Monetária*. Dissertação apresentada para o concurso de Livre Docência, FEA-USP, 1993.

APÊNDICE A1

Gráfico 7.0

M1 real

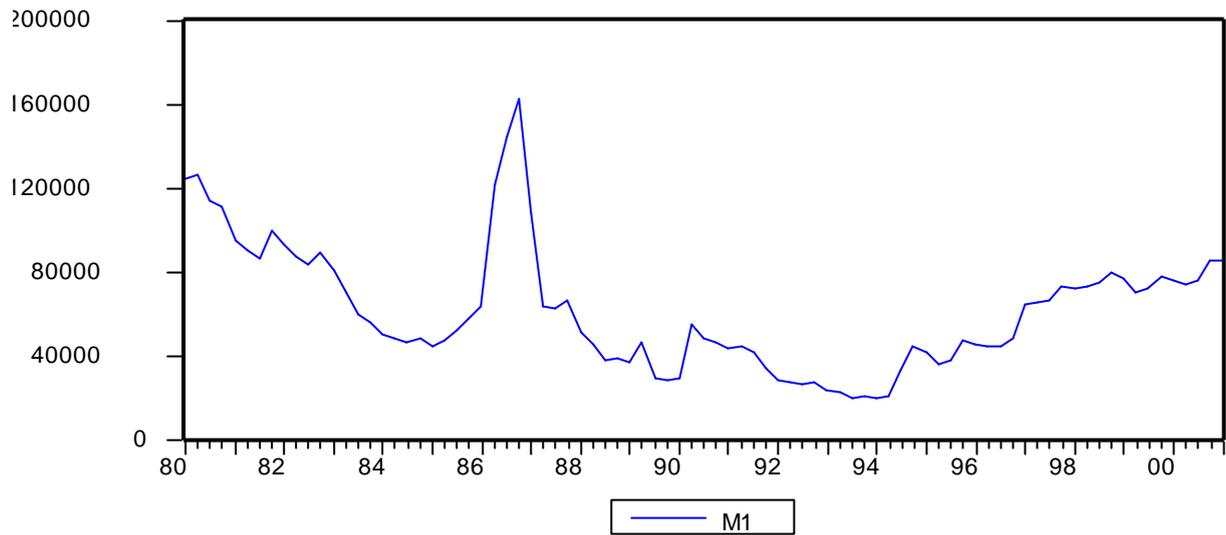


Gráfico 8.0

Consumo de Energia Elétrica

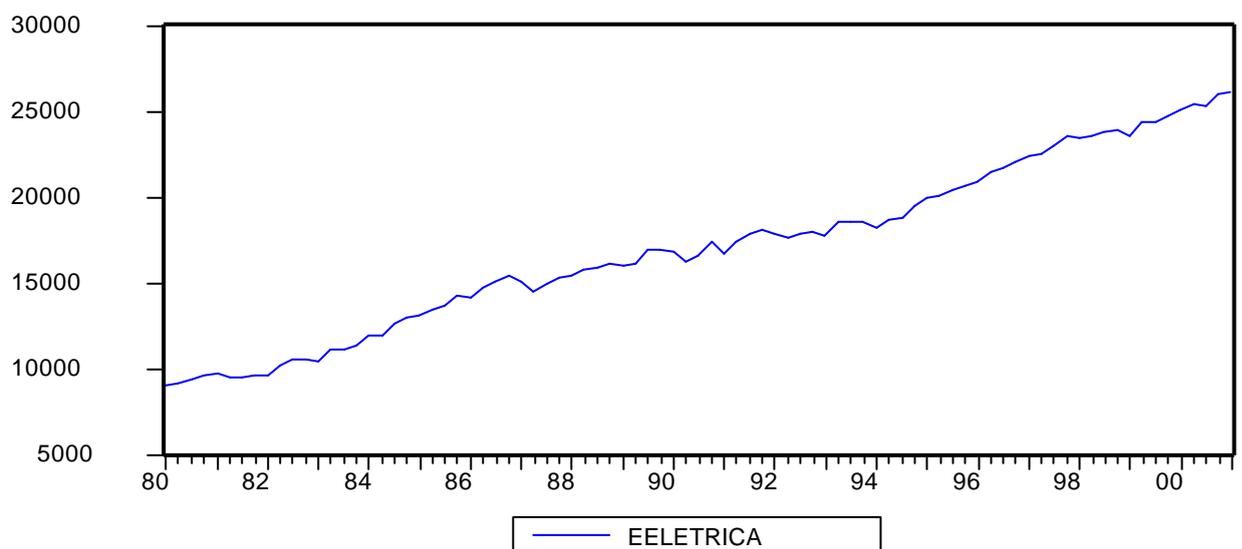
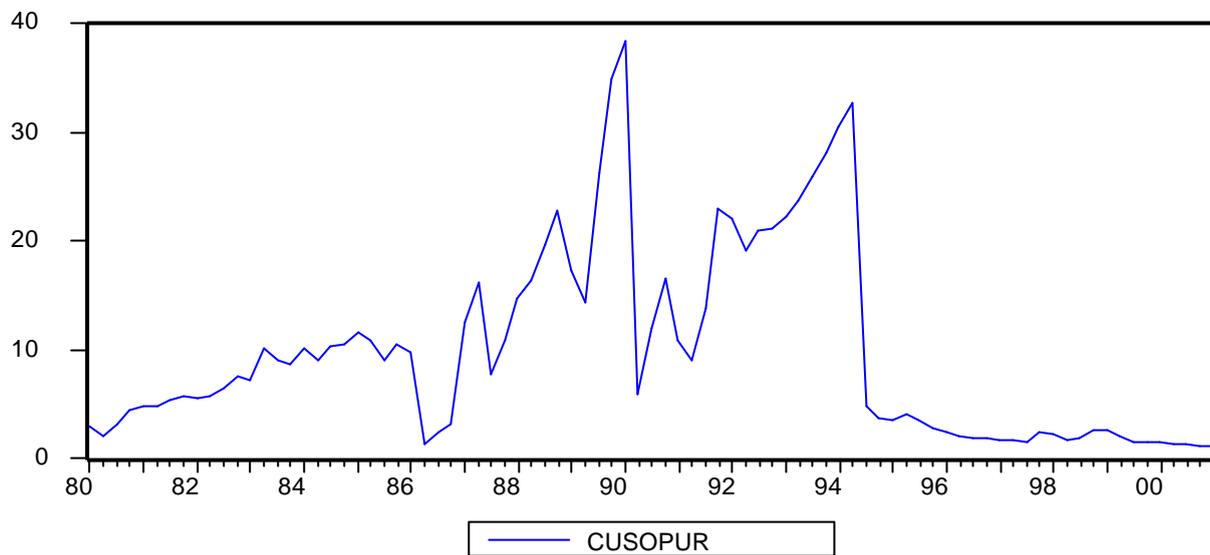
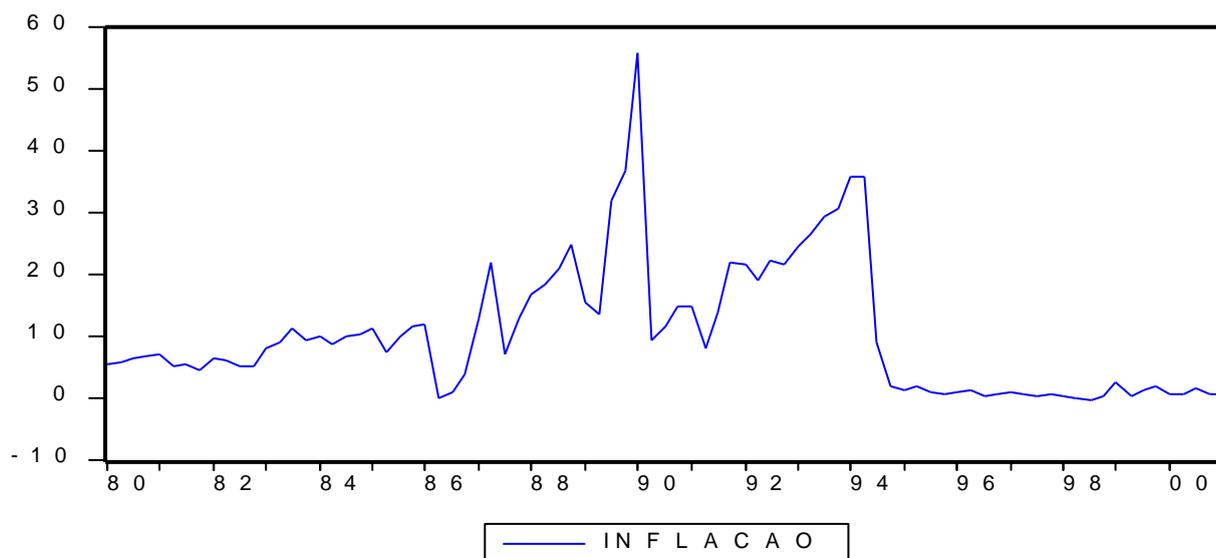


Gráfico 9.0

$\frac{i_t}{1+i_t}$ ao mês (em percentagem)

**Gráfico 10.0**

Taxa de Inflação ao mês (em percentagem)



APÊNDICE A2

Gráfico 11.0

Evolução da “Constante” nos Modelos com e sem Variáveis *dummy*

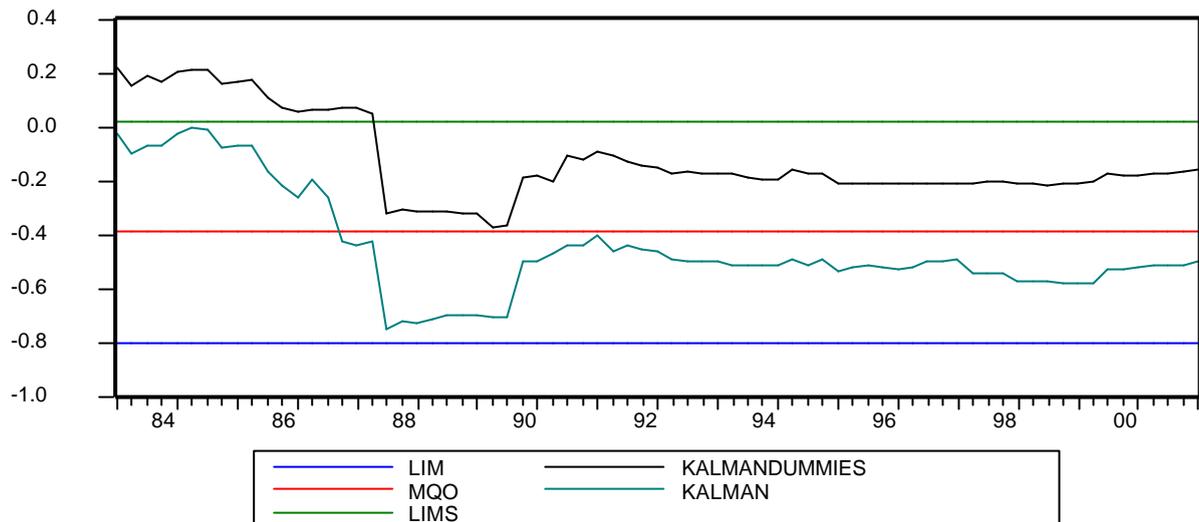


Gráfico 12.0

Evolução da Elasticidade-custo de Oportunidade nos Modelos com e sem Variáveis *dummy*

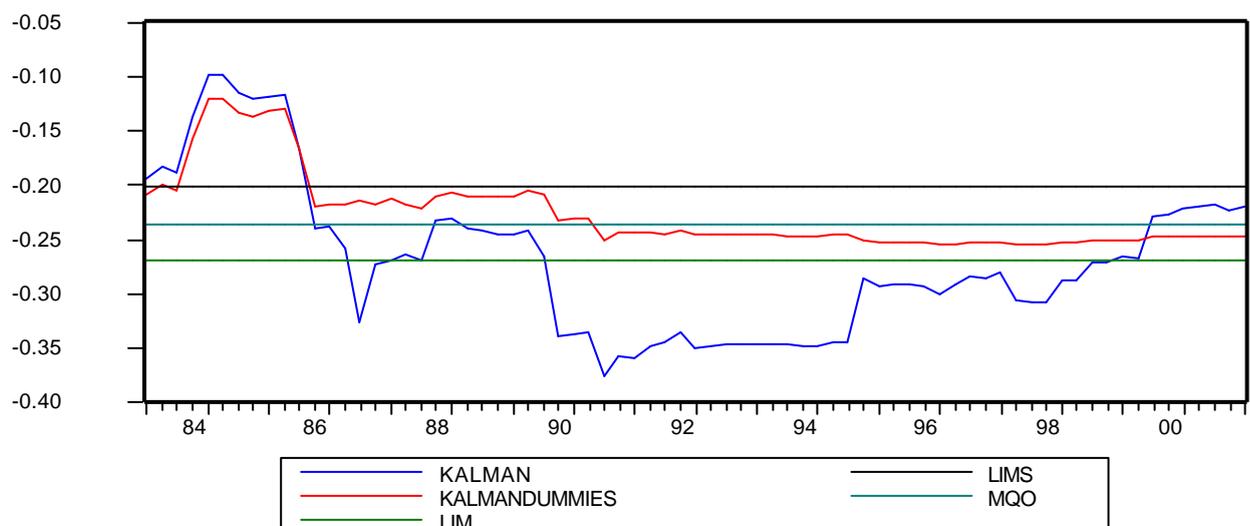
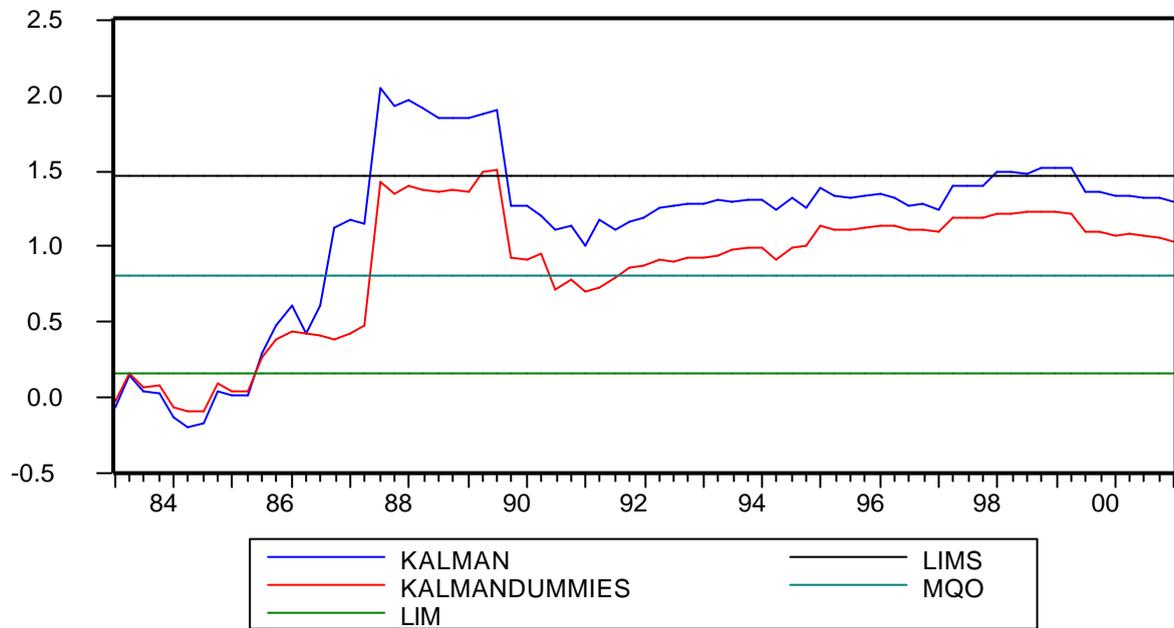


Gráfico 13.0

Evolução da Elasticidade-renda nos Modelos com e sem Variáveis *dummy*

APÊNDICE A3

Dados Utilizados

A remanescente definição das variáveis empregadas neste trabalho encontra-se abaixo. Quando expressas em logaritmo natural, são indicadas por \ln . Todos os dados são trimestrais. As taxas de juros e inflação são taxas mensais. Por fim, nos casos onde os dados reportados nos bancos de dados estão em valores mensais, calculamos simples médias para obter observações trimestrais.

M1 Real ($\frac{M1}{P}$): M1 nominal em milhões de Reais (papel moeda em poder do público mais depósito à vista), deflacionados pelo Índice de Preços IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, com base em Outubro de 2002. Os valores de M1 nominal, bem como do IGP-DI foram obtidos do IPEA, na Internet: www.ipea.gov.br.

Taxa de juros Over Selic (i_t): taxa vigente em operações de um dia no mercado aberto, com títulos do governo como lastro. Valores obtidos do IPEA.

Consumo Energia Elétrica (CE): Consumo total de energia elétrica em GWH. Série obtida no IPEA.

Taxa de inflação (quando não especificada): obtida através da fórmula $\ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$, onde P_t é índice de preços IGP-DI da FGV, extraído do IPEA.

Total da Dívida Federal fora do Banco Central: Dívida federal fora do Banco Central, em valores nominais (milhões de Reais). A série foi extraída do banco de dados da consultoria Macrométrica.

