



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

ANDRÉ LUIZ CARDOSO COELHO

**DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL NO PERÍODO 1996 A 2008:
UMA ESTIMAÇÃO EM SÉRIES TEMPORAIS**

SALVADOR

2008

ANDRÉ LUIZ CARDOSO COELHO

**DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL NO PERÍODO 1996 A 2008:
UMA ESTIMAÇÃO EM SÉRIES TEMPORAIS**

Trabalho de conclusão do curso apresentado na Faculdade de Ciências Econômicas da UFBA, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Antônio Plínio Pires de Moura

Salvador

2008

ANDRÉ LUIZ CARDOSO COELHO

DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL NO PERÍODO 1996 A
2008: UMA ESTIMAÇÃO EM SÉRIES TEMPORAIS.

Aprovada em Dezembro de 2008.

Orientador: _____

Prof. Antônio Plínio Pires de Moura
Faculdade de Economia da UFBA

Prof. Osmar Gonçalves Sepúlveda
Faculdade de Economia da UFBA

Prof. Guilherme Furtado Lopes
Faculdade de Economia da UFBA

A Mariana e Davi.

AGRADECIMENTOS

Ao meu filho Davi e a minha mulher Mariana pelo imenso apoio e amor incondicional.

A meus pais Beatriz e Mauro pela semente de quem eu sou.

Ao professor Plínio Moura pela grande oportunidade, suporte e orientação para a realização deste trabalho.

Aos professores Lielson Coelho, Osmar Sepúlveda, Guilherme Lopes e Luiz Alberto Petitinga pela paciência, incentivo e apoio ao longo do curso e em especial a professora Gilca Garcia, pela oportunidade oferecida que foi a semente deste trabalho.

Aos meus amigos e colegas e; principalmente; a Emiliano Oliveira, Marcelo Mollicone, Renata Martinez e Armando Castro por todo apoio e incentivo.

“A economia é um tema difícil e técnico,
mas ninguém quer acreditar nisto”.
(John Maynard Keynes)

RESUMO

A proposta central deste trabalho é discutir e estimar a formação da demanda por moeda no Brasil. A discussão sobre demanda por moeda desponta ainda com os economistas clássicos, que buscavam explicar as razões pelas quais as pessoas mantinham ativos monetários, passando por Keynes, Friedman, Tobin e Baumol. Inicialmente são explicitadas as diferentes contribuições sobre demanda por moeda, em seguida são apresentados alguns trabalhos empíricos, e, por último são enfatizadas as relações utilizando-se de modelos econométricos, investigando a demanda por moeda no Brasil para o período 1996 a 2008.

Palavras chaves: Demanda por moeda. Co-integração. Séries temporais. Estacionariedade. Modelo Tobin-Baumol.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1. Demanda por moeda para especulação.....	15
Figura 2. Escolha da carteiras com taxas de juros crescentes.....	25
Figura 3. Função demanda por moeda para especulação	25
Figura 4. Saldo real de moedas entre 1996.T1 e 2008.T3 no Brasil	37
Figura 5. Comportamento da TJLP entre 1996.T1 e 2008 T3.....	39
Figura 6. Trajetória da inflação entre 1996.T1 e 2008.T3 no Brasil.....	39
Figura 7. Desempenho do PIB real (milhões de R\$) entre 1996 e 2008.....	47

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estimativa da demanda por moeda no Brasil (1974 a 1995)	34
Tabela 2. Estatística descritiva para o saldo monetário (1996 a 2008)	38
Tabela 3. Estatística descritiva para o PIB trimestral (1996 a 2008)	38
Tabela 4. Estimação da equação (40)	41
Tabela 5. Estimação da equação (41)	42
Tabela 6. Estimação da equação (42)	42
Tabela 7. Estimação da equação (43)	43
Tabela 8. Estimação da equação (44)	43
Tabela 9. Estimação da equação (45)	44
Tabela 10. Estimação da equação (46)	45

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	PRINCIPAIS VERSÕES SOBRE A DEMANDA POR MOEDA	12
2.1	A MOEDA NOS CLÁSSICOS.....	12
2.2	A DEMANDA POR MOEDA EM KEYNES.....	14
2.3	TEORIA QUANTITATIVA DA MOEDA REVISADA POR FRIEDMAN.....	17
2.4	AS CONTRIBUIÇÕES DE TOBIN E BAUMOL.....	20
2.4.1	Baumol: Motivo Transação e Taxa de Juros	20
2.4.2	Tobin: Teoria da Seleção de Carteiras	22
2.4.3	O Modelo Tobin – Baumol	25
3	DEMANDA POR MOEDA: ALGUNS TRABALHOS EMPÍRICOS	28
4	A DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL (1996 – 2008)	36
4.1	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	36
4.2	ESTIMAÇÃO DA DEMANDA POR MOEDA.....	40
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	46
	REFERÊNCIAS	48
	APENDICE	50

1 INTRODUÇÃO

Desde os economistas clássicos discutem-se quais fatores seriam preponderantes para a procura por moeda por parte dos agentes econômicos. Entender o comportamento da demanda por moeda é fundamental para a elaboração de política monetária. A autoridade monetária exerce sua influência sobre a oferta de moeda, mas para saber a “dose” exata de alterações nesta, visando a consecução de seus objetivos, é preciso conhecer a curva de demanda por moeda. Neste sentido, diversos modelos de demanda por moeda têm sido testados empiricamente e adotados pelos bancos centrais de diferentes países.

A discussão sobre demanda por moeda desponta ainda com os economistas clássicos, que buscavam explicar as razões pelas quais as pessoas mantinham ativos monetários se elas poderiam ganhar juros aplicando em ativos financeiros. Os clássicos definem dois grupos de explicação: o motivo transação e o motivo precaução. O motivo transação trata da necessidade de reter moeda devido a ausência de coincidência entre os momentos de recebimento e pagamento pelos agentes econômicos; o motivo precaução enfatiza a necessidade de retenção de moeda pela imprevisibilidade de despesas. Assim, quanto maior for a renda de um país, maior será a necessidade de possuir moeda para satisfazer os motivos transação e precaução. Keynes, mais tarde, introduziria mais um importante motivo para a demanda por moeda: o motivo especulação. Pelo motivo especulação, os agentes econômicos levariam em conta a variação da taxa de juros na decisão de reter ou não moeda. Este presente trabalho, inicialmente, apresenta a síntese das principais teorias a respeito da demanda por moeda. Além das versões clássicas e de Keynes, discute-se a teoria quantitativa da moeda, na versão revista por Milton Friedman, e também o modelo Tobin-Baumol.

O objetivo central deste trabalho é propor um modelo de estimação para a demanda por moeda no Brasil para o período 1996 a 2008, utilizando-se de dados trimestrais. Para tanto, diferentes equações baseadas nas teorias revisadas são testadas empiricamente e comparadas. Testar empiricamente um modelo de determinação de demanda por moeda, por mais simples que seja o modelo, trás grandes dificuldades em sua aplicação, especialmente dificuldades de caráter conceitual. Como mensurar a demanda por moeda, visto que é uma variável não observável? No conceito de moeda deve-se adotar

qualquer tipo de meio de pagamento? E a taxa de juros a relacionar-se com a moeda deve ser de longo prazo ou de curto prazo? No presente trabalho optou-se em utilizar os meios de pagamento de alta liquidez, o conceito M1 do Bacen, seguindo Chow (1966), que utilizou este conceito de oferta monetária, partindo do suposto equilíbrio no mercado monetário. No caso da taxa de juros, que possui uma relação negativa com a demanda por moeda, é testada a taxa de juros de longo prazo (TJLP). Os resultados das regressões em séries temporais apontarão o modelo mais apropriado para previsão de demanda por moeda no Brasil.

A pesquisa empírica adota dados trimestrais desde o primeiro trimestre de 1996 até o terceiro trimestre de 2008. As series temporais utilizadas, disponibilizadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), são levantadas sistematicamente por diferentes instituições, como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Banco Central do Brasil e a Fundação Getúlio Vargas.

No capítulo seguinte serão brevemente revisadas as principais teorias a respeito da demanda por moeda. Em seguida discutem-se resultados empíricos encontrados por diferentes autores para a modelagem da procura por moeda. O capítulo 4 apresenta os modelos selecionados e os resultados da estimação e, por fim, apresentam-se as considerações finais no capítulo 5.

2 PRINCIPAIS VERSÕES SOBRE A DEMANDA POR MOEDA

Este capítulo tem como objetivo sintetizar as principais teorias a respeito da demanda por moeda. Inicialmente é apresentada a visão dos economistas clássicos sobre moeda, clássicos, aqui, referindo-se a Smith, Ricardo, Mill, e não aos economistas marginalistas, aos quais Keynes utiliza a denominação “clássicos”. Em seguida, é introduzido o conceito de demanda por moeda pelo motivo portfólio. Ou seja, aborda-se a versão de Keynes, considerando não somente o motivo transação, mas também o motivo portfólio da demanda por moeda. Na seção seguinte, apresenta-se a teoria quantitativa da moeda, na versão revista por Friedman na obra *The Quantity Theory of Money--A Restatement*, de 1956. Por fim são analisadas as contribuições individuais de Baumol (1952), Tobin (1958) e o modelo Tobin-Baumol.

2.1 A MOEDA NOS CLÁSSICOS

As análises sobre moeda encontradas nas obras clássicas discutem em sua maior parte questões referentes ao valor da moeda. Smith (1996) dedica alguns capítulos do livro primeiro da Riqueza das Nações para discutir as variações no valor da moeda, decorrentes de mudanças na oferta de ouro e prata ¹. Também Ricardo demonstra a mesma preocupação no capítulo XXVII dos Princípios de Economia Política, denominado “Sobre a moeda e os bancos”. Ao discutir a relação entre moeda e comércio internacional, Ricardo (1996) teoriza que desequilíbrios em balança comercial seriam corrigidos pelo mecanismo dos preços. Assim, se determinado país possui superávit nas transações com o exterior, o excesso de entrada de ouro elevaria os preços, assim como déficits tenderiam a reduzir os preços internos. Desta maneira, percebe-se uma relação direta entre oferta de moeda e preços para manter o equilíbrio monetário de uma nação.

¹ Após os 11 capítulos iniciais do livro primeiro da Riqueza das Nações, Smith acrescenta 7 tópicos não numerados dos quais 4 tratam do valor do ouro e da prata. São eles: *Digressão sobre as variações de valor da prata no decurso dos quatro últimos séculos; Variações na proporção entre os valores respectivos do ouro e da prata; Fundamentos para suspeitar que o valor da prata continua a decrescer; Conclusão da digressão sobre as variações do valor da prata.*

Hugon (1956) coloca que para Ricardo as variações de preço são proporcionais as variações de moeda. Entende-se, portanto, que Ricardo limita sua análise as condições de oferta de moeda. Para entender a demanda por moeda nos clássicos, reporta-se ao comportamento do indivíduo. Segundo Lopes e Rossetti (2002) existiriam duas razões que fariam o indivíduo reter moeda ao invés de procurar a remuneração proporcionada por títulos: 1) a falta de sincronização entre recebimento e pagamento; 2) a imprevisibilidade de certas despesas. A retenção de moeda devido a primeira razão é explicada pelo sistema de encaixes médios. Supondo um indivíduo que receba mensalmente e gaste X_i em i dias, o encaixe médio mantido no mês seria:

$$E = \frac{\sum X_i \cdot N_j}{30} \quad (1)$$

Onde N_j corresponde a quantidade de dias do gasto X_i . A proporção da renda individual destinada mensalmente à retenção de moeda seria, portanto:

$$k = \frac{E}{W} \quad (2)$$

Onde W corresponde a renda individual mensal. Seguindo Lopes e Rossetti (2002), a demanda por moeda clássica pode ser então definida por:

$$L = \bar{k} \cdot P \cdot Y \quad (3)$$

Sendo \bar{k} a média de encaixes mensais dos diversos agentes da economia e $P \cdot Y$ correspondendo a renda nacional a preços correntes. Sabe-se que \bar{k} e Y no modelo clássico são constantes no curto prazo, dada as poucas possibilidades de mudança nas remunerações dos agentes no curto prazo, para \bar{k} , e dada a consideração da lei de Say, para Y (LOPES; ROSSETTI, 2002).

Observando (3) percebe-se a influência de Y sobre L , no longo prazo quando Y é variável. Obviamente, se Y aumenta, os encaixes monetários retidos periodicamente serão mais elevados, assim como a retenção de moeda por motivo precaução. Desenvolvendo o conceito de elasticidade-preço a partir de (3) obtem-se:

$$\varepsilon = \frac{\frac{\Delta L}{L}}{\frac{\Delta P}{P}} = \frac{\frac{\delta L}{L}}{\frac{\delta P}{P}} \text{ se } \Delta L \text{ e } \Delta P \text{ são infinitamente pequenos. Sendo } \bar{k} \text{ e } Y \text{ constantes no}$$

curto prazo, assume-se que:

$$\frac{\delta L}{\delta P} = \bar{k} \cdot Y \quad (4)$$

Dividindo ambos os lados de (3) por P e substituindo este resultado no denominador da elasticidade e substituindo o lado direito de (4) no numerador da elasticidade, tem-se:

$$\varepsilon = \frac{\bar{k} \cdot Y}{\bar{k} \cdot Y} = 1 \quad (5)$$

O que (5) mostra, é que a elasticidade – preço da demanda por moeda é igual a 1, ou seja, a variação da quantidade de moeda é proporcional a variação dos preços. Conclusão esta que já estava explícita em Ricardo.

2.2 A DEMANDA POR MOEDA EM KEYNES

O papel da moeda no sistema econômico merece atenção de Keynes na Teoria Geral. A linha de raciocínio já ensaiada nos livros *Tract on Monetary Reform*, de 1923 e *A Treatise on Money*, de 1930, é retomada em sua seminal obra.

Contador (1977) afirma que a abordagem mais geral desenvolvida por Keynes levou em consideração os três² motivos pelos quais o público demanda moeda: 1) motivo transação, relacionado ao intervalo entre recebimentos e despesas de renda, referindo-se à retenção de moeda para um ato de dispêndio definido numa data especificada e dependente da renda nominal; 2) o motivo precaução, relacionado a atender a contingências inesperadas ou a oportunidades imprevistas, sendo relacionada ao grau de ignorância sobre o futuro e referindo-se ao sentimento de segurança que a moeda

² O motivo financeiro (finance) que não é objeto do estudo foi introduzido logo após a publicação da Teoria Geral no debate de Keynes com sueco, agraciado pelo Nobel, Bertil Ohlin. (CARVALHO, et al, 2007).

confere a seu possuidor; 3) já o motivo especulação é relacionado a incerteza quanto ao comportamento futuro da taxa de juros.

A partir dos três motivos que levam à retenção de moeda, Keynes, na Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda, desenvolve uma equação de demanda monetária. Os motivos transação e precaução seriam afetados diretamente pela renda da nação. Em suas palavras:

Em circunstâncias normais, o volume de moeda necessário para satisfazer os dois motivos, transação e precaução, é, principalmente, o resultado da atividade geral do sistema econômico e do nível da renda nacional em termos monetários (KEYNES, 1982, p. 158).

Já pelo motivo especulação, a demanda por moeda varia inversamente a variação da taxa de juros. O ponto fundamental em que se apóia a versão Keynesiana está em admitir a racionalidade na retenção de ativos monetários ociosos pelos agentes econômicos, esperando que os preços dos títulos se alterem ou, o que é a mesma coisa, que as taxas de juros mudem. A expectativa da queda da taxa dos preços dos títulos e a conseqüente elevação da taxa de juros possibilitam ganhos para os agentes que adquiriram os títulos nas fases de queda de seus preços vendendo-os por preços mais altos em seguida (LOPES; ROSSETI, 2002). Pode-se representar o gráfico da função demanda por moeda para especulação, onde os eixos representam a taxa de juros (i) e demanda especulativa por moeda (L_s), sendo que, como foi mencionado anteriormente, $\delta L_s / \delta i < 0$, como segue na figura a seguir:

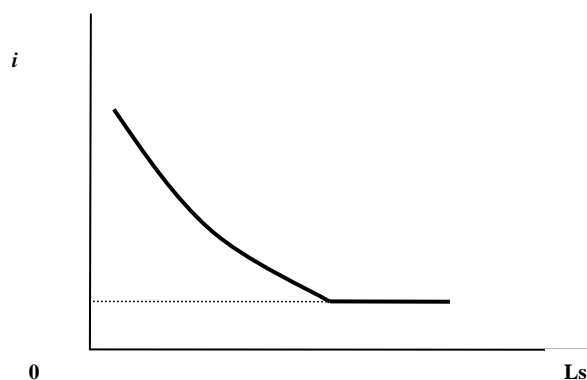


Figura 1. Demanda por Moeda para Especulação

Apesar da relação inversa entre i e L_s , a função apresenta um segmento perfeitamente elástico em relação a taxa de juros. Este segmento representa a armadilha da liquidez. Na armadilha pela liquidez, a taxa de juros encontra-se num nível que não pode reduzir-se mais, ou seja, nenhum agente espera elevação dos preços dos títulos. Qualquer expansão de oferta pela autoridade monetária não exercerá influência sobre a taxa de juros.

Keynes (1982) define a equação de demanda por moeda como:

$$L = L_t(Y) + L_s(i) \quad (6)$$

O primeiro termo do lado direito da igualdade corresponde a influência da renda sobre a demanda por moeda e representa o efeito dos motivos transação e precaução. O segundo termo corresponde a influência da taxa de juros sobre a demanda por moeda, efeito este determinado pelo motivo especulação. Deste modo, pode-se inferir que mudanças na renda deslocariam a curva do gráfico representado na figura 1 para cima, se a renda aumenta, ou para baixo, se a renda diminui. Isto ocorre, porque para uma dada taxa de juros, elevações na renda se traduzem em elevações na demanda por moeda – para atender o efeito transação.

Pensando a equação (6) em termos gráficos, compreende-se que mudanças na taxa de juros provocariam alterações ao longo da curva de demanda por moeda e mudanças na renda provocariam deslocamentos da curva de demanda por moeda.

Carvalho (2007), baseado nos argumentos de Keynes, expõe uma versão ampliada da demanda por moeda keynesiana. Para tanto, o autor considera a demanda por moeda decorrente de três efeitos simultâneos. Portanto, seja $M1$ o montante de recursos líquidos conservado para satisfazer o motivo transação, $M2$ o montante conservado para satisfazer o motivo especulação e $M3$ o montante para satisfazer o motivo precaução, correspondentemente a três funções de liquidez $L1$, $L2$ e $L3$, em que a primeira depende do nível de renda, a segunda da relação entre a taxa corrente de juros e o estado de expectativas quanto ao comportamento futuro da taxa de juros e a terceira das incertezas quanto ao futuro. Assim temos que:

$$M_d = M_1 + M_2 + M_3 = L_1(Y) + L_2(r) + L_3(\$) \quad (7)$$

Onde L_1 (demanda por moeda para fins transação) é a função liquidez correspondente à renda Y , que determina M_1 ; L_2 (demanda por moeda para fins especulativos) a função da liquidez referente a taxa de juros r , que determina M_2 ; e L_3 (demanda de moeda para fins precaucionais) a função de liquidez relacionada diretamente à incerteza quanto ao futuro, aqui representada por ($\$$), que determina M_3 (CARVALHO et al., 2007).

O debate sobre o papel da moeda em Keynes é extremamente rico e desafiador. A breve revisão exposta tem o papel de tão somente sintetizar as principais conclusões a respeito da demanda por moeda na Teoria Geral. A compreensão das implicações da preferência pela liquidez e do papel das expectativas e incerteza sobre a equação de demanda por moeda atende aos objetivos de análise do trabalho.

2.3 TEORIA QUANTITATIVA DA MOEDA REVISADA POR FRIEDMAN

Em 1956 Milton Friedman realizou uma abordagem mais elaborada da teoria quantitativa da moeda. A inclusão de novas variáveis – como a taxa de juros dos títulos – na função demanda por moeda, praticamente não alterou as conclusões da Teoria Quantitativa da Moeda original. No modelo de Friedman (1956), a quantidade demandada de moeda é ainda considerada dependente da renda agregada. As outras variáveis que influenciam as decisões dos agentes quanto a composição de suas carteiras de títulos (e moeda), estão diretamente relacionadas aos rendimentos esperados por cada ativo considerado (CHUMVICHITRA, 1999).

A tradicional abordagem quantitativa da moeda na versão original correspondia a:

$$MV = PQ \quad (8)$$

Onde M corresponde a moeda (estado de equilíbrio entre oferta e demanda – prevalece a lei de say), V a velocidade de circulação da mesma, P ao nível de preço e Q a

quantidade transacionada. Essa equação foi modificada pelos economistas de Cambridge, que a consideraram como:

$$M = kPY \quad (9)$$

A equação (9) indica que a moeda é uma proporção da renda nominal. A velocidade-renda da moeda, k , situa-se entre 0 e 1 e é considerada uma constante nessa versão da Teoria Quantitativa da Moeda.

Friedman (1956) apresenta a teoria da demanda por moeda como uma abordagem para seleção de ativos componentes dos portfólios dos agentes. As seguintes variáveis são consideradas no longo prazo a) riqueza, b) a relação entre riqueza humana e não-humana, c) custo de oportunidade de retenção de saldos monetários e c) outras variáveis relacionadas a preferências que podem afetar a utilidade da moeda. Mas ao invés de considerar k com fixa, ele assume k como função estável de um número restrito de funções, o que permite postular ser o comportamento da velocidade renda da moeda previsível, ainda que não constante. Também outras variáveis devem entrar na função de demanda por moeda, como por exemplo, as preferências e os gostos dos agentes, o progresso tecnológico e os rendimentos alternativos de cada ativo (CHUMVICHITRA, 1999). Estas estão representadas pela letra u na seguinte função demanda por encaixes nominais:

$$Md = f(u) \quad (10)$$

Portanto, a função da demanda por moeda está expressa na equação a seguir,

$$Md = f(w, r_a, r_b, \underline{dP}, y, u) \quad (11)$$

Md = estoque de moeda (quantia de moeda desejada pelo público)

P = nível de preços

y = riqueza real total (Y/P), representada pela renda permanente;

w = relação entre riqueza humana e não-humana (relação entre capital humano e não humano);

r_a = taxa esperada de retorno dos títulos de renda fixa (títulos);

r_b = taxa esperada de retorno dos títulos de renda variável (ações);

dP = taxa esperada de variação dos preços dos bens;

u = gostos e preferências, progresso tecnológico e outros fatores aleatórios que podem afetar a utilidade de moeda.

A relação esperada de Md com dP ; r_a ; r_b e w é negativa e com y é positiva. Com efeito da arbitragem para as taxas de retorno, pode-se considerar $r_b = r_a + dP = i$. Portanto (11) pode ser reescrito como:

$$Md = f(w, i, \underline{dP}, y, u) \quad (12)$$

Friedman (1956) minimiza o papel de u e de w e supõe (12) como homogênea de grau 1 e disto obtêm a função demanda por encaixes reais:

$$\frac{Md}{P} = f(i, dP, y) \quad (13)$$

As conclusões da aplicação empírica de (13) por Friedman (1956) foram: a) a moeda é um bem superior já que a elasticidade-renda da moeda é superior a 1; b) a renda permanente é a melhor aproximação para a renda corrente ou riqueza individual; e c) a elasticidade-juros é zero.

Estes resultados, associados ainda a períodos de baixa inflação na economia americana, conduziram Friedman a fundamentar a demanda por encaixe reais de moeda basicamente como função da renda permanente. Este trabalho de Friedman é a base do pensamento monetarista, que é calcado nos conceitos neoclássicos. Os principais postulados monetaristas são:

1) proporcionalidade – expressa que o preço variará na proporção em que varie o estoque de moedas, sendo, desta forma, o estoque real de moedas (M/P) estável; 2) causalidade – variações na moeda (M) precedem e causam variação no preços (P). M é a variável ativa e P a variável passiva. 3) neutralidade – variáveis monetárias não afetam variáveis reais, exceto em períodos transitórios, ou seja, no longo prazo prevalece a dicotomia clássica; 4) a inflação provém de efeitos monetários e não de efeitos reais da

economia; 5) a oferta monetária é determinada exogenamente pela autoridade monetária (CORAZZA; KREMER, 2003).

Corazza e Kremer (2003) afirmam que a teoria quantitativa da moeda foi reinterpretada por Friedman (1956) como uma teoria de demanda por moeda, mais do que uma teoria da determinação dos preços e da renda nominal.

A importância da elasticidade juros da moeda aparece como uma diferença entre as versões de Friedman (1956) e de Keynes (1936). A corrente de Friedman (monetaristas) detectou empiricamente um papel secundário para a taxa de juros, ao passo que os Keynesianos consideram de extrema importância o seu papel. Ao contrário do que pensam os Keynesianos, os monetaristas aceitam que uma expansão monetária pode ter efeito no curto prazo, mas no longo prazo apenas se traduziriam em efeito inflacionário.

2.4 AS CONTRIBUIÇÕES DE TOBIN E BAUMOL

Este capítulo visa expor as principais contribuições teóricas a respeito da demanda por moeda elaboradas individualmente por Baumol (1952) e Tobin (1958) e integradas no modelo Tobin-Baumol. Inicialmente é apresentada a contribuição de Baumol (1952) sobre a variação dos saldos de moeda transacionária como resultado da oscilação da taxa de juros, considerando a existência da comissão de corretagem. Em seguida, Tobin (1958) explicou a demanda especulação considerando que os agentes tomam suas decisões baseados em cálculos probabilísticos da curva de carteira ótima. Ou seja, reformula-se a proposição de Keynes sobre as situações auto-excludentes entre reter moeda para especulação ou aplicar em títulos em função da taxa de juros e as expectativas de remuneração. Por fim são analisadas as contribuições integradas no modelo Tobin-Baumol.

2.4.1 Baumol: Motivo Transação e Taxa de Juros

A análise feita por Keynes (1982) da demanda de moeda para transação foi reformulada numa nova abordagem por Baumol (1952) em seu artigo “*The Transaction Demand for Cash: An inventory-theoretic*”. A análise teórica de Baumol (1952) tem entre seus

pilares a escolha racional individual que faz com que a demanda por moeda, para fins de transação, seja vista como um estoque líquido disponível divisível em períodos programados para pagamentos. Facilitando a programação da decisão de se reter moeda em face da variação no curto prazo do estoque monetário e/ou, principalmente, da taxa de juros.

Dado o nível de renda é necessário manter apenas uma determinada quantidade de moeda para fins transacionais, Baumol (1952) afirma que mudanças na taxa de juros e mudanças na renda provocam deslocamentos da curva de demanda por moeda. Seu modelo procurou demonstrar que a relação funciona de forma inversa a demanda por moeda por motivo transação dependendo da combinação da quantidade de dinheiro disponível, dos custos de oportunidade, de uma taxa de corretagem fixa e recebimentos³ descasados dos pagamentos fixados e programados.

Na função da demanda de moeda por transação as variações no nível de renda são excluídas, tendo a conclusão:

$$L_t = f(Y, i) \quad (14)$$

Onde,

L_t = demanda por moeda para transações;

Y = nível de renda;

i = taxa de juros;

Com os resultados do modelo de Baumol a demanda de moeda para transações é diretamente relacionada ao montante da renda.

³ Baumol (1952) postula no seu modelo que ao fluxo da aplicação racional requerem administração de recebimentos contínuos – não coincidentes - e pagamentos descontínuos ou contínuos. Ou então, pagamentos e recebimentos descontínuos – não coincidentes; sendo estes recebimentos o horizonte fechado das análises; pois os próximos recebimentos correspondem a outros períodos de análises seguintes. Os agentes recebem seus rendimentos uma só vez e os pagamentos são feitos durante todo o intervalo de tempo considerado.

A demanda por moeda é considerada o resultado de uma escolha racional que resulta da ampliação do número de transações e conseqüentemente do aumento do montante de moeda aplicado em títulos, em decorrência da elevação da taxa de juros. Já a velocidade de circulação da moeda está grosso modo ligada diretamente a esta proporção fixa de moeda em circulação – numa relação proporcional de quando dobra a quantidade de moeda também dobra a velocidade de circulação da mesma. Mesmo tendo o modelo demonstrado lacunas, intuitivamente se demonstra bastante plausível (BAUMOL, 1952).

As principais lacunas do seu modelo foram analisadas e listadas no próprio artigo proposto: 1) simplificação: a pressuposição racional empregada em sua derivação é uma super simplificação do que ocorre na realidade; 2) estática: o modelo não pressupõe a possibilidade de mudanças; 3) custo de corretagem constante: quando na verdade ele é variável inclusive na base que é a taxa de administração; 4) fluxo unidirecional: considera uma única entrada de capital com ausência de recebimentos no período analisado; 5) isolamento: considera a demanda por moeda para um único agente e desconsidera os diferentes agentes demandando moeda como um todo; 6) especialização: estão ausentes da análise as demandas por precaução e por especulação.

Apesar das lacunas críticas o modelo não é invalidado pelo conjunto racional de comportamentos cuja semelhança com a realidade pode ser sentida trazendo questões práticas fundamentais para a investigação empírica sobre a demanda por moeda.

2.4.2 Tobin: Teoria da Seleção de Carteiras

Tobin (1952) para definir a demanda por moeda através do motivo especulação se centrou na análise das compensações que os investidores recebem quando buscam equilibrar risco, lucro e liquidez. Em seu artigo *Liquid preferences and behavior toward risk*, procura remover as limitações do modelo de Keynes dum *trade-off* risco e rendimento para um outro onde a maioria se comporta optando por uma composição de títulos e moeda ao invés de se especializar num único ativo. Os principais postulados da Teoria da Carteira de ativos são: 1) composição: indivíduos retém ativos monetários e não-monetários visando maximizar a sua satisfação; 2) riscos e rendimentos: existência de uma relação direta entre rendimentos e riscos no aumento da proporção de títulos em

carteira; 3) cálculo probabilístico: os indivíduos atribuem probabilidade no ganho esperado; 4) combinação ótima de portfólio: o cálculo probabilístico visa atingir o nível ótimo de satisfação através da combinação de portfólio; 5) curva de indiferença: o indivíduo busca a curva de indiferença mais alta da combinação entre rendimentos e riscos; 6) curvas de oportunidade: levam em conta o ponto de partida da situação real para combinar moeda e títulos de forma equivalente a uma restrição orçamentária; 7) tangência máxima: o indivíduo busca a maximização da sua satisfação buscando atingir o ponto mais alto da curva de oportunidade e curva de indiferença (CARVALHO et al, 2007).

Em Tobin (1958) a remuneração esperada dos títulos resulta do rendimento do título e do ganho de capital potencial, incluindo a função da incerteza e gerando um cálculo probabilístico do risco da decisão de reter moeda ou adquirir títulos. Daí a formação de carteiras mistas visando maximizar a satisfação dos agentes num modelo que descreve funções de como um investidor individual faz sua escolha entre dois tipos de ativos: moeda e títulos. A equação de retorno é descrita por Tobin (1958) como:

$$R = A_1 + A_2 (r + g) = A_2 (r + g) \quad (15)$$

Sendo,

R = retorno total de uma carteira de moeda e títulos;

A_1 = moeda;

A_2 = títulos;

r = rendimento do título;

g = ganho de capital potencial;

r = rendimento do título;

Como a moeda não paga juros, seu retorno é nulo. Sendo o retorno pago somente pelos juros e ganhos de A_2 . Portanto, considerando a variância conhecida, o valor esperado do rendimento da carteira é,

$$E(R) = E[A_2(r + g)] = A_2 r = \mu_r \quad (16)$$

Sendo:

$E(R)$ = valor esperado do rendimento de carteira;

μ = variância;

σ = desvio-padrão;

A_2 = títulos;

g = ganho de capital potencial;

r = rendimento do título;

A parcela investida em títulos é medida pelo desvio-padrão da distribuição de g resultando no risco deste portfólio. Assim.

$$\sigma_R = A_2 \sigma_g \quad (17)$$

E, portanto,

$$A_2 = \frac{\sigma_R}{\sigma_g} \quad (18)$$

Substituindo-se 14 em 12 obtém-se:

$$\mu_R = \left(r + \frac{\sigma_g}{\sigma_R} \right) \sigma_R \quad (19)$$

Para encontrar o ponto ótimo de equilíbrio entre risco σ_g e remuneração esperada μ_R é necessário confrontar a curva de oportunidade com a função utilidade do indivíduo onde esta curva de indiferença proporciona diferentes combinações de risco e retorno. Alterações nas taxas de juros implicam efeito renda e substituição na relação entre demanda por moeda e taxa de juros:

The relationship is, of course, in the direction liquidity preference theory has taught us to expect, but it is not the only possible direction of relationship. It is quite possible to draw indifference curves so that point of tangency moves left as the opportunity locus is rotated counter-clockwise. The ambiguity is a familiar one in the theory of choice, and reflects the ubiquitous conflict between income and substitution effects. An increase in the rate of interest is an incentive to take more risk; so far as the substitution effect is concerned, it means a shift from security to yield. But an increase in the rate of interest also has an income effect, for it gives the

opportunity to enjoy more security along with more yield. The ambiguity is along analogous to the doubt concerning the effect of a change in the interest rate on saving; the substitution effect argues for a positive relationship, the income effect for an inverse relationship (TOBIN, 1958, p.79).

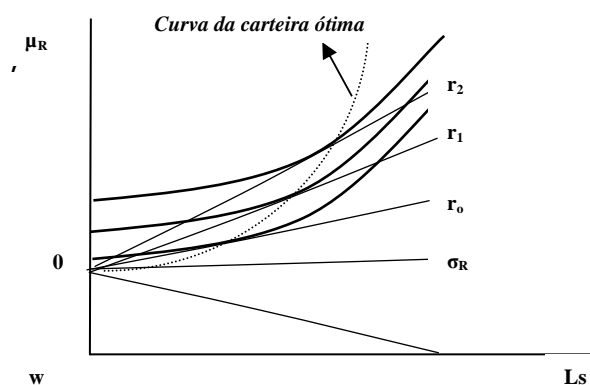


Figura 2. Escolha das carteiras com Taxas de juros crescentes, segundo teoria da preferência pela liquidez de Tobin.

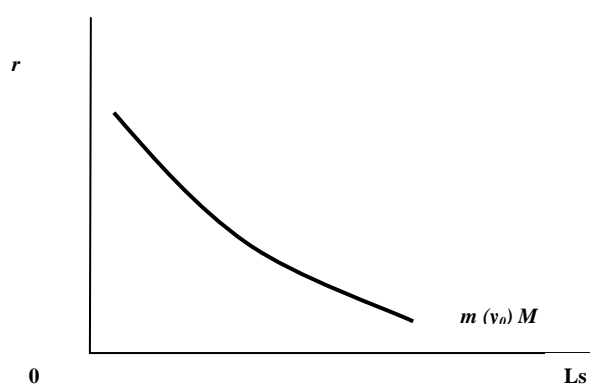


Figura 3. Função demanda de Moeda para especulação, segundo teoria da preferência pela liquidez de Tobin.

A criação do modelo de Tobin (1958) sob bases teóricas mais sólidas melhorou os resultados empíricos mediante a sua interpretação do modelo de Keynes. Este novo modelo se tornou um dos pilares da síntese neoclássica como um progresso na teoria das finanças, mesmo não expressando uma teoria da demanda de moeda.

2.4.3 O Modelo Tobin-Baumol

A síntese das idéias de Baumol (1952) e Tobin (1958) resumem-se num modelo matemático conhecido como modelo Tobin-Baumol de demanda por moeda. Este

modelo é o exemplo por excelência que explica a demanda por dinheiro pelo motivo transação, isto é, com o objetivo de trocá-lo por bens e serviços, levando em conta também o motivo especulação e descrevendo como intuitivamente os indivíduos chegam ao encaixe monetário ótimo que desejam. Em Lopes e Vasconcellos (2008) encontra-se um resumo da tal modelo. Este tópico baseia-se neste resumo.

Lopes e Vasconcelos (2008) iniciam a síntese Tobin-Baumol evidenciando que manter dinheiro em espécie tem um custo de oportunidade, relativo a uma análise de custo-benefício entre a retenção de moeda ou a aplicação no mercado financeiro. O custo de moeda é o juro que o agente deixa de ganhar, enquanto o benefício é deixar de incorrer em custos de transação - cada vez que deseja retirar dinheiro, terá custos de tempo e de deslocamento. Entretanto, há um aspecto positivo, já que ter dinheiro em espécie permite fazer frente a qualquer transação de uma forma rápida reduzindo o problema a minimização dos custos de transação.

Partindo da análise da Teoria Quantitativa o saldo de encaixes reais mantido corresponde à renda que o agente mantém durante determinado período dividido por 2 vezes o número de recebimentos que o indivíduo possui no período. Se recebe por exemplo 1 vez no mês, a velocidade de circulação é 2, se recebe 2 vezes, a velocidade é 4. Desta forma:

$$\frac{M}{P} = \frac{Y}{2N} \quad (20)$$

Sendo,

Y = renda de um dado período

N = número de recebimentos

Onde a função custo total, considerando um custo constante para ida aos bancos, é:

$$CT = i \left(\frac{Y}{2N} \right) + CdN \quad (21)$$

CT = custo total

Cd = custo de transação

Minimizando essa função custo, se obtém o N ótimo. Diferenciando a função custo total em relação a N e igualando a zero se obtém o N que minimiza o custo total:

$$\frac{-iY}{2N^2} + Cd = 0 \quad (22)$$

Resolvendo (22) como se segue:

$$\frac{-iY}{2N^2} = -Cd \quad (23)$$

$$-2N^2Cd = -iY \quad (24)$$

$$-N^2 = \frac{-iY}{2Cd} \quad (25)$$

De onde se chega a:

$$N^* = \sqrt{\frac{iY}{2Cd}} \quad (26)$$

Dado o N ótimo (N*) definimos o saldo monetário médio ótimo:

$$\frac{M}{P} = \frac{Y}{2N^*} \quad (27)$$

$$\frac{M}{P} = \frac{Y}{2\sqrt{\frac{iY}{2Cd}}} \quad (28)$$

$$\frac{M}{P} = \sqrt{\frac{YCd}{2i}} \quad (29)$$

Esta demanda será tanto maior quanto maiores sejam os custos de ir ao Banco; maiores sejam os pagamentos que o agente prevê que terá que realizar e menores sejam os juros que se pode obter aplicando. A variação da demanda por moeda em relação à renda e taxa de juros ocorre de forma similar às analisadas anteriormente.

3 DEMANDA POR MOEDA: ALGUNS TRABALHOS EMPÍRICOS

Uma vez revisadas as principais teorias a respeito da demanda por moeda, depreende-se agora a tarefa de analisar aplicações empíricas realizadas por diferentes autores a respeito do tema. O objetivo do capítulo é entender as diferenças metodológicas na estimação da demanda por moeda. Quais os conceitos mais utilizados para moeda? Quais as formas analíticas mais aceitas? Quais os resultados encontrados pelos diferentes trabalhos analisados?

As estimações da demanda por moeda têm freqüentemente seguido o chamado modelo Allais-Tobin-Baumol. Este, consiste numa linearização da forma adaptada de Tobin-Baumol, caracterizada anteriormente pela equação (29). A fórmula, portanto, corresponde a:

$$\ln\left(\frac{M_d}{P}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln(i) \quad (30)$$

Como de praxe, M_d é a demanda por moeda; P o nível de preços, Y a renda nacional e i a taxa de juros da economia. Evidentemente β_0 é a constante; β_1 a elasticidade renda da moeda e β_2 a elasticidade juros da moeda.

A equação (30) foi adotada por Cársky e Kollárová (2007) para estimar a demanda por moeda de longo prazo da República Eslováquia. Porém, para a demanda por moeda de curto prazo, os autores incorporaram mais variáveis e utilizaram dois métodos diferentes, denominados Partial Adjustment Model (PAM) e Vector Error Correction Model (VECM). Eles adotam o conceito M2 de moeda do Banco Nacional da Eslováquia (NBS). Cabe explicar o conceito M2 de moeda do NBS: na Eslováquia M0 seria o papel-moeda em poder do público, M1 incorpora os depósitos em “conta-poupança”⁴, e M2 agrega à M1 os depósitos em poupança resgatáveis a prazo.

O Partial Adjustment Model (PAM) lança mão de um fator de ajustamento. Estima-se (30) por mínimos quadrados ordinários, cujo $\ln\left(\frac{M_d}{P}\right)$ encontrado da estimação chamaremos de $\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)^*$. Em seguida encontra-se o fator de ajustamento γ como a seguir:

$$\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)_t - \ln\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1} = \gamma \left[\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)_t^* - \ln\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1} \right] \quad (31)$$

A equação de demanda de curto prazo pelo Partial Adjustment Model (PAM) é obtida ao adicionar o fator de ajustamento e um termo defasado da oferta moeda:

⁴ Neste país prevalecem o equivalente a conta-poupança no Brasil (CÁRSKY; KOLLÁROVÁ, 2007).

$$\ln\left(\frac{M_2}{P}\right) = \alpha_0\gamma + \alpha_1\gamma\ln Y_t + \alpha_2\gamma\ln i_t + (1-\gamma)\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1} \quad (32)$$

Para a análise de curto prazo, Cársky e Kollárová (2007) adicionam como variável a aplicação em *mutual fund shares* e uma dummy para sazonalidade (no ultimo trimestre do ano as aplicações em fundos de ação são mais elevadas na República Eslováquia). Como resultado da estimação, constata-se que os parâmetros são positivos com exceção do que relaciona demanda por moeda com aplicações em *mutual fund shares*. Evidentemente que tais aplicações apontam como alternativa a retenção de moeda. (ou aos depósitos em conta-poupança). A taxa de juros positivamente relacionada com $\frac{M}{P}$ é explicada pelo fato de que estas taxas influenciam a remuneração das contas-poupanças – mais uma vez ressaltando que tais contas estão incluídas no conceito M2 do NBS. O método Vector Error Correction Model (VECM) não apresenta diferenças significativas na estimação de curto prazo. Já para o longo prazo o resultado obtido por Cársky e Kollárová (2007) corresponde a: $\ln\left(\frac{M_d}{P}\right) = 7,186 + 0,871 \ln(Y) + 1,963 \ln(i)$.

Foi visto anteriormente que na armadilha da liquidez expansões de oferta de moeda não alteram a taxa de juros. Recentemente, modelos semi-log vêm sendo utilizados para testar presença de armadilha de liquidez numa curva de demanda por moeda. Estes exercícios vêm sendo aplicados especialmente para dados da economia japonesa, dada suas características próximas à situação de “*liquidity trap*”. As baixíssimas taxas de juros japonesas estimularam alguns trabalhos nesse sentido, tais como: Krugman (1998); Jung, Terashashi e Watanabe (2001) e Eggertsson (2004) (BAE; KAKKAR; OGAKI, 2004).

Bae, Kakkar e Ogaki (2004), da Ohio State University, utilizaram o procedimento de co-integração para estimar a demanda por moeda de longo prazo da economia japonesa com dados trimestrais entre 1976 e 2002. Os autores selecionaram previamente os três modelos descritos abaixo:

$$m = \beta_0 + \beta_1 i + \mu \quad (33)$$

$$m = \beta_0 + \beta_1 \ln(i) + \mu \quad (34)$$

$$m = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{i}{1+i}\right) + \mu \quad (35)$$

Onde m corresponde a $\ln\left(\frac{M}{PY}\right)$ e μ ao termo aleatório. Os autores utilizaram o conceito M2 (M1 + títulos públicos) para a variável M ; PIB para Y e o Consumer Price Index (CPI) japonês para o nível de P . Além do mais, foram utilizadas variáveis *dummies* para o período da “bolha especulativa” japonesa. As variáveis apresentaram-se co-integradas de primeira ordem. Como resultado, todos os modelos foram válidos, com coeficientes significativos, porém os resultados foram mais robustos para equações não lineares na taxa de juros (34) e (35). Sugere-se que a forma funcional adotada pelos autores foi mais eficaz que os modelos semi-logs empreendidos na estimação de demanda por moeda associada à armadilha da liquidez.

No Brasil, a estimação da demanda por moeda representou um grande desafio nos anos 90, devido aos longos períodos hiperinflacionários, que geravam volatilidade, não estacionariedade e quebra estrutural nos dados de inflação nas décadas de 80 e 90. Este problema também esteve presente em outros países em desenvolvimento, tais como Turquia e Israel. Kogar (1995), do Banco Central da Turquia, verifica a co-integração entre as variáveis da equação de demanda por moeda para períodos de alta inflação, tanto na Turquia como em Israel. O autor, seguindo sugestão de Abel (1979), inclui a taxa de câmbio na equação de demanda por moeda, em substituição a taxa de juros, considerando-a como custo de oportunidade do indivíduo em manter estoques em moeda nacional, visto que em períodos hiperinflacionários o Dólar torna-se alternativa de defesa contra a deterioração do valor do dinheiro. Como todo trabalho empírico sobre demanda por moeda, Kogar (1995) parte da suposição de equilíbrio entre oferta e demanda por moeda, e utiliza os conceitos de M1 e M2 como *proxy* para demanda por moeda. Adicionalmente, o autor divide o estoque de moeda pelo índice de preços para obter o estoque real de moedas, que passa a ser a variável dependente. Utilizando dados trimestrais de 1978 a 1990 para a Turquia e de 1977 a 1988 para Israel, o autor verifica

a co-integração pelo método de Johansen para as variáveis do modelo e testa a significância dos coeficientes da equação linear de demanda por moeda.

A demanda real por moeda, tanto quando se considera M1 ou M2, para Israel como para a Turquia, apresentou-se sensível para variações na renda real. Porém, também tanto como para M1 ou M2 no numerador da variável dependente, a taxa de câmbio e a inflação, apesar de apresentarem os sinais esperados, mostraram-se pouco significativas no longo prazo para a economia Turca. Para Israel, confirmou-se a importância da inflação e da substituição de moedas sobre a demanda por moeda de longo prazo (KOGAR, 1995).

Como foi enfatizado anteriormente, devido aos períodos de inflação elevada, a associação de longo prazo entre demanda por moeda e suas variáveis explicativas ficou comprometida. Os choques inflacionários observados, principalmente nos anos 80, apareceram como desafio para modelagens que buscassem explicar a função de demanda por moeda no Brasil. Rossi (1994) e Tourinho (1996) basearam-se no método de Cagan (1956), para estimação em economias hiperinflacionárias, como alternativa para solucionar o problema. O modelo de Cagan (1956) para demanda por moeda em situações hiperinflacionárias corresponde a:

$$\ln(M)_t - \ln(P)_t = \beta \Delta P_{t+1}^e \quad (36)$$

Onde ΔP_{t+1}^e é a expectativa de inflação no período t+1 na primeira diferença. Considerando que a taxa esperada de inflação é igual a inflação efetivamente ocorrida no período observado mais um erro aleatório estacionário, conclui-se que o segundo termo da equação (36) equivale a $\beta \Delta P_{t+1} + \mu_{t+1}$ onde μ representa o termo aleatório do modelo. Cagan (1956) realiza uma avançada transformação nesta equação para obter um modelo supostamente co-integrado.

Rossi (1994) utiliza o procedimento de Cagan (1956) para estimar a demanda por moeda no Brasil entre 1980 e 1993 (dados mensais). Seu principal objetivo era verificar a eficiência da política monetária nos períodos de inflação. Pôde-se observar a co-integração das variáveis entre 1980.1 e 1993.12. O conceito utilizado de moeda foi o

M1 do Banco Central do Brasil. Em relação a atuação da política monetária, assim o autor conclui seu trabalho:

Como o modelo de Cagan implica certas relações de co-integração, então onde essa co-integração foi aceita pôde-se estimar de modo consistente o parâmetro de interesse na demanda por moeda, permitindo, assim, uma estimativa adequada da taxa de inflação que maximiza a receita do imposto inflacionário. Confrontando-se essa taxa com a taxa de inflação observada, concluiu-se que a autoridade monetária estaria, em geral, expandindo a oferta monetária no Brasil além do ponto que maximiza a receita do imposto inflacionário, o que, tipicamente, ocorre em episódios de hiperinflação, como Cagan (1956) pôde constatar na sua análise dos casos clássicos de hiperinflação do início da década de 20 (ROSSI, 1994, p. 24).

Já Tourinho (1996) utiliza a forma funcional transformada de Box-Cox como alternativa para tratamento de períodos hiperinflacionários. Assim como no modelo de Cagan (1956), a variável dependente sofre transformações, naquele caso, logarítmica, neste, a transformada de Box-Cox. Outra similaridade entre os modelos de Tourinho (1996) e Cagan (1956) é que ambos consideram a inflação esperada influenciando sobre o saldo de moedas. A transformação de Box-Cox realizada para a variável dependente implica em inicialmente normalizar o saldo real de moedas (dividir $\frac{M}{P}$ por sua média geométrica) e em seguida considerar:

$$\theta(z, \lambda) = \begin{cases} \frac{z^\lambda - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \log(z) & \lambda = 0 \end{cases} \text{ e } \lim_{\lambda \rightarrow 0} \theta(z, \lambda) = \log(z) \quad (37)$$

Onde z corresponde a média geométrica do saldo real de moedas. Tal modelo é assim explicado:

Trata-se de uma transformação exponencial para que se tenha uma transformação contínua à medida que o expoente se aproxima de zero. O Parâmetro de forma da transformação é λ , e a sua variação permite que se obtenham formas funcionais alternativas: a transformada logarítmica empregada por Cagan é obtida quando $\lambda = 0$, enquanto $\lambda = -1$ produz a transformação recíproca negativa (TOURINHO, 1996, p.4).

Considera-se que a transformada de Box-Cox $\theta(z, \lambda)$ é dependente da taxa de inflação (P), da variância da inflação (σ^2), taxa de juros real (r) e da renda (Y). A inclusão da variância da inflação em economias hiperinflacionárias foi sugerida por Tourinho (1995). Desta feita, o modelo final corresponde a:

$$\theta(z, \lambda) = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 \sigma^2 + \beta_3 r + \beta_4 Y + \mu \quad (38)$$

O conceito de moeda adotado foi o de mensurá-la pela base monetária. A influência da inflação esperada baseia-se aqui em expectativas adaptativas, neste sentido se introduz um termo proporcional ao erro quadrático, qual seja, a variância da inflação. A renda analisada também decorre de expectativas adaptativas, portanto, corresponde a renda esperada. Seu valor é obtido seguindo Friedman (1956). Utiliza-se médias de rendas passadas com pesos declinando exponencialmente no tempo. Para tornar (38) completa o autor adiciona uma transformada de Box-Cox para a renda, uma *Dummy* para o mês de dezembro e uma tendência temporal normalizada (TOURINHO, 1996). Os resultados obtidos para o período entre março de 1974 e junho de 1994 estão sintetizados na tabela abaixo:

Tabela 1. Estimativa da demanda por saldos reais de moeda no Brasil (1974 a 1995)

Data inicial	1974:03
Data final	1994:06
Observações	244
Graus de Liberdade	235
R2	0,9871
Soma dos resíduos quadráticos	14,9412
Erro-padrão da estimativa	0,2516
Durbin Watson	2,2563
Primeira forma funcional Box Cox - λ	-0,8 (-0,92;-0,71)
Parâmetro para a formação de expectativas para o nível e variância da inflação - β_1	0,1650 (0,150;0,180)
Parâmetro para a formação de expectativas para a renda	0,091 (0,92;0,71)
Intercepto	-1,377 (0,091)
Coefficiente de tendência do processo para os preços - π	-1,024 (0,055)

Coeficiente de variância da inflação – σ	1,316 (0,079)
Coeficiente da taxa de juro de curto prazo normalizada – r	-0,108 (0,027)
Coeficiente do índice de renda real esperado normalizado e transformado - y	1,523 0,204
Coeficiente de tendência intertemporal normalizada – t	-0,660 (0,102)
Coeficiente da variável dummy para os meses de dezembro	0,177 (0,015)
Coeficiente de correlação dos resíduos – ρ	0,708 (0,015)

Obs.: Entre parêntese o valor P.

Fonte: TOURINHO, 1996, p.10

A equação foi estimada com correção para heterocedasticidade e todos os coeficientes foram significativos. Observa-se que a elasticidade da demanda em relação a inflação é de -1. Por fim, a projeção para depois de 1994 pelo modelo utilizado mostrou uma demanda por saldos reais de base monetária 50% superior ao de fato observado (TOURINHO, 1996).

Para estimação da demanda por moeda no Brasil para períodos com inflação menos acentuada, destaca-se o trabalho de Cardoso (1981). Com dados trimestrais entre 1966 e 1979, a autora estimou a demanda por moeda, considerando como variáveis explicativas a renda, a taxa de juros e a inflação. Para moeda, Cardoso (1981) considerou M1 + depósitos no Banco do Brasil e na Caixa Econômica Federal (divergindo do conceito M1 do BACEN). A autora calculou $\frac{M}{P}$, onde P corresponde ao índice de preços, e em seguida obteve um índice para $\frac{M}{P}$ considerando 1977 como ano base. O logaritmo do índice de preços correntes do ano t dividido pelo do ano $t-1$ corresponde à taxa de inflação adotada. A taxa de juros é aquela sobre as letras de câmbio. As taxas são do Rio de Janeiro, coletadas pelo Banco do Brasil, a 180 dias de prazo até 1971 e a 360 dias a partir de 1971. As estimativas indicaram que a elasticidade renda da demanda por moeda é unitária no longo prazo e que a taxa de juros é importante no caso brasileiro,

entre 1966 e 1979, porém, que a taxa de inflação não exerceu papel significativo sobre a demanda por moeda (CARDOSO, 1981).

A revisão destes trabalhos empíricos revela que as diferenças metodológicas estão mais relacionadas com os problemas específicos do período e/ou local considerado na análise. É quase unânime a adoção das variáveis explicativas preconizadas pelos autores revisados no capítulo anterior: taxa de juros, inflação e renda. Para estimações em períodos hiperinflacionários costuma-se adotar transformações na variável dependente e adicionar variáveis tais como câmbio ou variância da inflação. Para armadilha de liquidez observou-se adoção de formas funcionais semi-log. Quanto ao conceito de moeda, observa-se uma variedade subjetiva e condicionada aos conceitos das autoridades monetárias locais.

4 A DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL (1996 – 2008)

O objetivo central deste capítulo é obter a função de demanda por moeda para o Brasil, com base em dados trimestrais de 1996.T1 a 2008.T3, utilizando modelagem econométrica. A variável dependente corresponde ao saldo real de moedas, já para as variáveis explicativas optou-se por considerar as principais, mencionadas por diferentes concepções teóricas, quais sejam: taxa de juros (decorrente do motivo especulação); renda do país (decorrente do motivo transacional) e; inflação (introduzida nos modelos de demanda por moeda pela corrente neoclássica).

Desta maneira, nenhuma novidade é inserida para explicação da função de demanda por moeda, porém, são adotadas diferentes formas funcionais a fim de verificar a modelagem mais apropriada para estimação da demanda por moeda. Utiliza-se equações semi-log; log-log para captar as elasticidades; modelo em nível e em diferença. Para os modelos com variável dependente linear acrescentou-se um termo auto-regressivo AR(1). Desta forma, sete equações diferentes são testadas empiricamente para o caso brasileiro, incluindo a forma de Allais-Tobin-Baumol mencionada no capítulo anterior.

A taxa de juros adotada é a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), visto que a estimação busca encontrar a demanda por moeda *long-run*. A seguir, são explicitados os conceitos e mensuração das demais variáveis, assim como um resumo das estatísticas descritivas das mesmas para o período abordado. Em seguida são estimadas as equações estipuladas.

4.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A variável dependente nas equações a serem estimada corresponde a $\frac{M}{P}$, saldo real de moeda, onde M é saldo monetário e P índice de preço. Como toda estimação da demanda por moeda, entende-se que oferta e demanda estão em equilíbrio, de modo que pode-se utilizar o conceito de oferta monetária para realizar a estimação de M . O

conceito de moeda adotado é o M1 do Banco Central do Brasil e o índice de preço adotado corresponde ao IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

Neste ponto, cabe expor os conceitos de meios de pagamento segundo o Banco Central: M1 corresponde ao papel moeda em poder do público mais os depósitos a vista; o M2 corresponde ao M1 mais as emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias - as que realizam multiplicação de crédito; o M3 é composto pelo M2 e as captações internas por intermédio dos fundos de renda fixa e das carteiras de títulos públicos federais registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic); o M4 agrega o M3 e a carteira livre de títulos públicos do setor não financeiro (BANCO CENTRAL, 2008).

Deflacionando M1 pelo índice de inflação adotado chega-se a variável dependente $\frac{M}{P}$.

O gráfico a seguir revela a trajetória da variável entre janeiro de 1996 e setembro de 2008, em médias trimestrais.

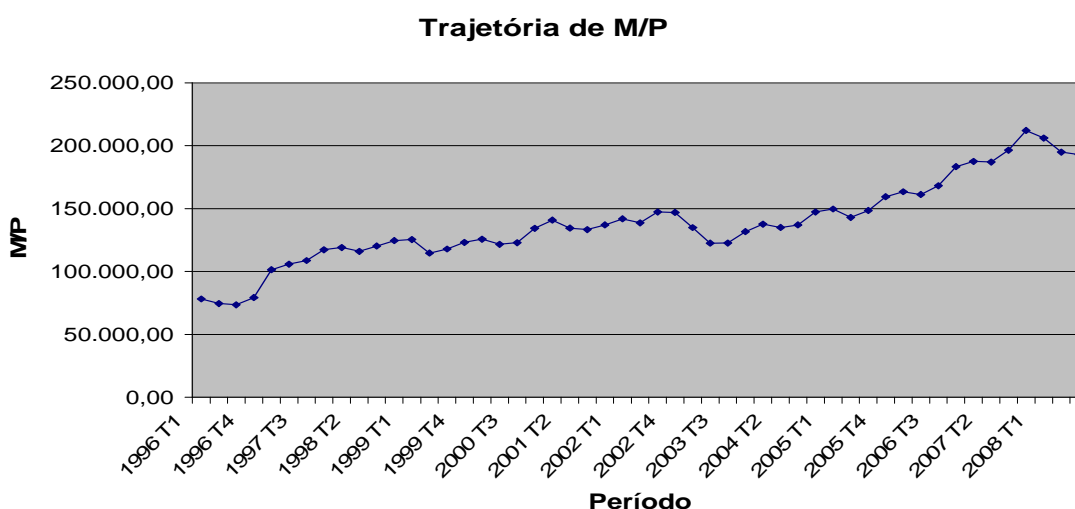


Figura 4. Saldo real de moedas entre 1996.T1 e 2008.T3 no Brasil

A trajetória descrita no gráfico aparenta um comportamento estável e ascendente para o saldo monetário real. O valor no primeiro trimestre de 1996 era de R\$ 78,1 bilhões, chegando a atingir R\$ 212,1 bilhões no quarto trimestre de 2007, e reduzindo-se para R\$ 192,9 bilhões no terceiro trimestre de 2008. A tabela 2 resume as principais estatísticas descritivas da variável dependente.

Tabela 2. Estatística descritiva para o saldo monetário real, em milhões (R\$ de 2008), entre o primeiro trimestre de 1996 e o terceiro de 2008

<i>M/P</i>	
Média	138159,05
Erro padrão	4540,55
Mediana	134929,25
Desvio padrão	32426,04
Variância da amostra	1051447943
Curtose	0,15
Assimetria	0,32
Intervalo	138636,39
Mínimo	73504,06
Máximo	212140,45
Soma	7046111,58
Contagem	51

Fonte: Elaboração própria.

A renda do país é incorporada nos modelos de estimação para demanda por moeda como decorrência do efeito transação e precaução. Para nossa estimação em séries temporais, o PIB trimestral calculado pelo IBGE é utilizado como *proxy*. Deflacionou-se a série pelo IGP-DI. Entre 1996 e 2008 o comportamento do PIB pode ser resumido pelas estatísticas da tabela a seguir:

Tabela 3. Estatística descritiva para o PIB trimestral, em milhões (R\$ de 2008), entre o primeiro trimestre de 1996 e o terceiro de 2008

<i>PIB</i>	
Média	571663,51
Erro padrão	5723,48
Mediana	562727,81
Desvio padrão	40873,83
Variância da amostra	1670670131
Curtose	-0,74
Assimetria	0,10
Intervalo	166142,78
Mínimo	476618,74
Máximo	642761,52
Soma	29154839,13
Contagem	51

Fonte: Elaboração própria.

O PIB real brasileiro no período analisado variou entre R\$ 476,6 bilhões a R\$ 642,8 bilhões, com média de R\$ 571,7 bilhões. Conta-se 51 observações, equivalentes aos quatro trimestres de cada ano a partir de 1996 e os 3 primeiros trimestres de 2008.

Como foi enfatizado anteriormente, a taxa de juro considerada na estimação é a TJLP. O gráfico da média trimestral dos valores mensais da TJLP mostra o comportamento da variável no período em questão.

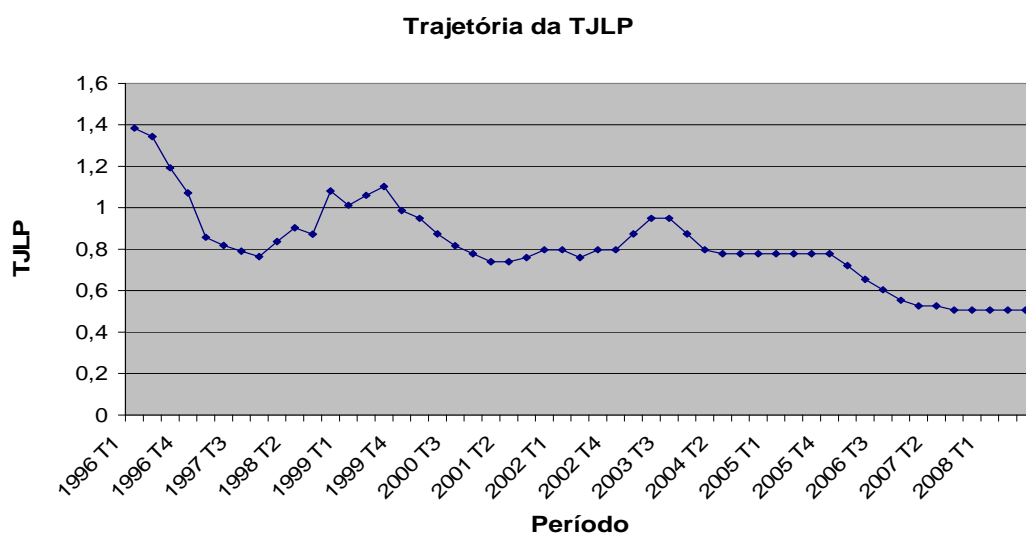


Figura 5. Comportamento da TJLP entre 1996.T1 e 2008.T3

Já o IGP-DI, com 1994 como anos base, descreve o seguinte comportamento:

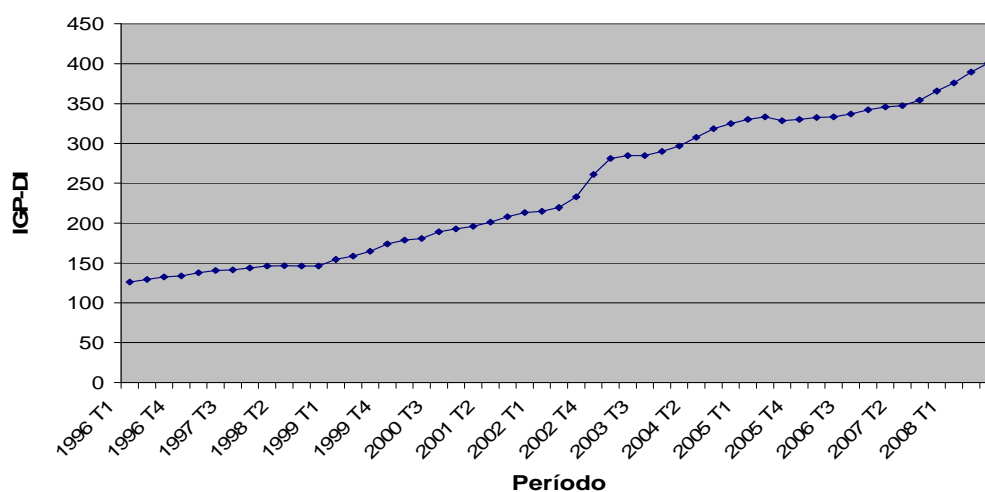


Figura 6. Trajetória da inflação entre 1996.T1 e 2008.T3 no Brasil

4.2 ESTIMAÇÃO DA DEMANDA POR MOEDA

As relações definidas por Keynes (1982) foram consideradas na construção do modelo a ser estimado, porém, seguindo a sugestão de Chow (1966), o efeito da inflação é incorporado na estimação da demanda por moeda. De fato, Friedman (1956) afirma que ao decidir reter saldos monetários, além dos custos de oportunidade da remuneração da taxa de juros, as famílias incorrem em custos trazidas pela taxa de inflação esperada (P^*), se esta for positiva. Portanto, a demanda das famílias por moeda apresenta uma relação negativa com a inflação. Dado que no período de análise a inflação esteve relativamente controlada, considera-se que a expectativa de inflação dos agentes possui uma relação estritamente correlacionada com a taxa no período t . Desta forma, foram adotadas as taxas de inflação do período, e não a taxa de inflação esperada. A função demanda por moeda, portanto, tem a seguinte característica:

$$m = f(Y, i, P) \quad (39)$$

Sendo que $\delta m / \delta Y > 0$; $\delta m / \delta i < 0$ e $\delta m / \delta P < 0$, onde m é $\frac{M}{P}$. Substituindo a nomenclatura das variáveis de (39) pelas definidas no tópico anterior, e definindo as formas funcionais, as equações a serem estimadas por MQO são:

$$\frac{M}{P} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\mu} \quad (40)$$

$$\frac{M}{P} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln(PIB) - \hat{\beta}_2 \ln(TJLP) - \hat{\beta}_3 \ln(IGP) + \hat{\mu} \quad (41)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln(PIB) - \hat{\beta}_2 \ln(TJLP) - \hat{\beta}_3 \ln(IGP) + \hat{\mu} \quad (42)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\mu} \quad (43)$$

$$\frac{M}{P} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\beta}_4 AR(1) + \hat{\mu} \quad (44)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\beta}_4 AR(1) + \hat{\mu} \quad (45)$$

$$\Delta\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta(PIB) - \hat{\beta}_2 \Delta(TJLP) - \hat{\beta}_3 \Delta(IGP) + \hat{\mu} \quad (46)$$

Sendo que o processo AR(1) indica $\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}$ e o símbolo Δ indica primeira diferença. As

equações são estimadas com 51 observações, exceto a (46) pela perda de uma observação e as equações (44) e (45) devido à defasagem auto-regressiva.

O primeiro passo, como se trata de séries temporais, é testar a estacionariedade das séries. Considerando 95% de confiança todas as variáveis, inclusive nas formas logarítmicas, seguem um processo I(1) segundo o teste ADF para raiz unitária. Os resultados para (40) são:

Tabela 4. Estimação da equação (40)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	110812.2	34698.39	3.193583	0.0025
PIB	0.085857	0.043454	1.975785	0.0541
TJLP	-79476.30	13066.98	-6.082224	0.0000
IGP	177.1506	27.24680	6.501703	0.0000
R-squared	0.892748	Mean dependent var		138159.1
Adjusted R-squared	0.885902	S.D. dependent var		32426.04
S.E. of regression	10953.00	Akaike info criterion		21.51580
Sum squared resid	5.64E+09	Schwarz criterion		21.66731
Log likelihood	-544.6529	F-statistic		130.4066
Durbin-Watson stat	0.602842	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaboração própria.

Apesar dos excelentes resultados de F, R² e do *probability* dos coeficientes, DW indica autocorrelação positiva entre os termos aleatórios, também o teste de White indica

Heterocedasticidade. Portanto, são violadas hipóteses básicas do modelo de regressão clássica. A equação (41) apresentou os mesmos problemas da (40), apesar dos bons resultados da estimação, exceto pela significância do PIB:

Tabela 5. Estimação da equação (41)

Included observations: 51

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-539660.5	356383.9	-1.514267	0.1367
LOG(PIB)	35004.36	25688.65	1.362639	0.1795
LOG(TJLP)	-74916.41	11317.49	-6.619522	0.0000
LOG(IGP)	36203.04	6446.098	5.616273	0.0000
R-squared	0.911186	Mean dependent var		138159.1
Adjusted R-squared	0.905517	S.D. dependent var		32426.04
S.E. of regression	9967.169	Akaike info criterion		21.32717
Sum squared resid	4.67E+09	Schwarz criterion		21.47868
Log likelihood	-539.8427	F-statistic		160.7310
Durbin-Watson stat	0.625593	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaboração própria.

O problema de autocorrelação se agrava pelo teste de DW para a equação (42), sendo portanto, outra equação a ser rejeitada para explicação da demanda por moeda. Os resultados seguem abaixo:

Tabela 6. Estimação da equação (42)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.19115	3.081847	3.631312	0.0007
LOG(IGP)	0.251997	0.055743	4.520702	0.0000
LOG(PIB)	-0.067387	0.222144	-0.303347	0.7630
LOG(TJLP)	-0.614012	0.097869	-6.273846	0.0000
R-squared	0.882186	Mean dependent var		11.80812
Adjusted R-squared	0.874666	S.D. dependent var		0.243462
S.E. of regression	0.086192	Akaike info criterion		-1.989304
Sum squared resid	0.349162	Schwarz criterion		-1.837788
Log likelihood	54.72725	F-statistic		117.3114
Durbin-Watson stat	0.380602	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaboração própria.

O PIB apresentou relação negativa com a demanda por moeda, porém seu coeficiente não foi significativo. Já a equação (43) apresenta o resultado exposto na tabela 7.

Tabela 7. Estimação da equação (43)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.17752	0.279280	43.60322	0.0000
IGP	0.001080	0.000219	4.925695	0.0000
PIB	-3.66E-08	3.50E-07	-0.104535	0.9172
TJLP	-0.748858	0.105173	-7.120215	0.0000
R-squared	0.876748	Mean dependent var		11.80812
Adjusted R-squared	0.868881	S.D. dependent var		0.243462
S.E. of regression	0.088158	Akaike info criterion		-1.944178
Sum squared resid	0.365280	Schwarz criterion		-1.792663
Log likelihood	53.57655	F-statistic		111.4440
Durbin-Watson stat	0.420514	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaboração própria.

DW indica autocorrelação positiva dos resíduos. O PIB não apresenta nenhuma relação com $\ln(m)$. Esta equação também é rejeitada por violar hipótese do modelo clássico de regressão.

Tabela 8. Estimação da equação (44)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2224475.	21357681	0.104153	0.9175
IGP	-311.5721	187.0338	-1.665860	0.1027
PIB	-0.058356	0.027246	-2.141805	0.0377
TJLP	-37616.20	14606.47	-2.575311	0.0134
AR(1)	0.998216	0.019391	51.47922	0.0000
R-squared	0.961371	Mean dependent var		139359.9
Adjusted R-squared	0.957937	S.D. dependent var		31588.93
S.E. of regression	6478.620	Akaike info criterion		20.48504
Sum squared resid	1.89E+09	Schwarz criterion		20.67624
Log likelihood	-507.1261	F-statistic		279.9832
Durbin-Watson stat	1.789001	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da estimação de (44) apresentaram-se satisfatórios, com exceção da não significância da constante. Não se rejeitou a hipótese de homocedasticidade pelo teste de White assim como DW assume valor para rejeição da hipótese de autocorrelação entre os resíduos. Neste caso, procedeu-se a testar a estacionariedade dos resíduos e constatou-se que os mesmos são $I(0)$, o que indica co-integração das séries, visto que todas as variáveis seguem estacionariedade de ordem 1. Para a equação (45) os resultados são os expressos na tabela 9.

Tabela 9. Estimação da equação (45)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.63537	11.10408	1.498131	0.1411
TJLP	-0.361620	0.109471	-3.303358	0.0019
PIB	-5.32E-07	2.02E-07	-2.630149	0.0116
IGP	-0.002377	0.001390	-1.710291	0.0941
AR(1)	0.992889	0.020338	48.81834	0.0000
R-squared	0.960889	Mean dependent var	11.81896	
Adjusted R-squared	0.957413	S.D. dependent var	0.233162	
S.E. of regression	0.048117	Akaike info criterion	-3.135725	
Sum squared resid	0.104186	Schwarz criterion	-2.944523	
Log likelihood	83.39314	F-statistic	276.3938	
Durbin-Watson stat	1.796679	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados seguem robustos, com ausência de autocorrelação ou de heterocedasticidade. O R^2 ajustado foi de 0,957 e a estatística F indicou forte influência conjunta das variáveis explicativas sobre a variável dependente. Em relação aos coeficientes, somente a constante não apresentou resultado significativo. O termo autoregressivo indica influência da demanda por moeda em $t-1$ sobre a demanda por moeda em t . O teste ADF para os resíduos apontam-nos como estacionários em nível, portanto $I(0)$, indicando co-integração entre as séries. Por fim, analisa-se o resultado da estimação em primeira diferença:

Tabela 10. Estimação da equação (46)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3540.629	1388.864	2.549298	0.0142
D(IGP)	-321.9072	177.5747	-1.812799	0.0764
D(PIB)	-0.058892	0.026879	-2.191003	0.0336
D(TJLP)	-37634.11	14260.39	-2.639066	0.0113
R-squared	0.241083	Mean dependent var		2295.357
Adjusted R-squared	0.191589	S.D. dependent var		7122.146
S.E. of regression	6403.642	Akaike info criterion		20.44374
Sum squared resid	1.89E+09	Schwarz criterion		20.59670
Log likelihood	-507.0935	F-statistic		4.870909
Durbin-Watson stat	1.798292	Prob(F-statistic)		0.005035

Fonte: Elaboração própria.

Apesar do valor de R^2 ajustado ser inferior ao dos modelos (44) e (45), a estatística F mostrou forte impacto das variáveis explicativas sobre a demanda por moeda, assim como os testes individuais de significância apontaram que todos os coeficientes são válidos. Também se rejeitou heterocedasticidade e autocorrelação. Os resíduos são $I(0)$, validando a estimação da equação (46).

As equações (44), (45) e (46) são válidas para a estimação da demanda por moeda no Brasil ⁵. Os sinais esperados dos coeficientes que relacionam taxa de inflação e saldo real de moeda, assim como taxa de juros e saldo real de moeda, comportam-se como o esperado, porém, nas três equações, o PIB não se relacionou de forma positiva com a demanda por moeda, como era esperado dado o motivo transação.

⁵ Não foi verificada autocorrelação pelo valor DW, não há indícios de multicolinearidade, as séries são co-integradas, o valor F aponta influência conjunta das variáveis, o teste de Granger rejeita hipótese de não influência das variáveis explicativas sobre a dependente. A matriz de correlação para verificação de multicolinearidade, os testes ADF para estacionariedade e o teste de causalidade de Granger encontram-se no anexo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Após a revisão sumária das principais teorias a respeito da demanda por moeda e da discussão de aplicações empíricas, empreendeu-se a tarefa de estimar para o Brasil, entre 1996 e 2008, a função de demanda por moeda. Para tanto, foram utilizadas sete equações diferentes, sendo que três não violaram hipóteses básicas do modelo de regressão clássico, comprovaram-se co-integradas e apresentaram resultados satisfatórios.

As formas funcionais válidas para estimação da demanda por moeda na economia brasileira recente foram as listadas a seguir:

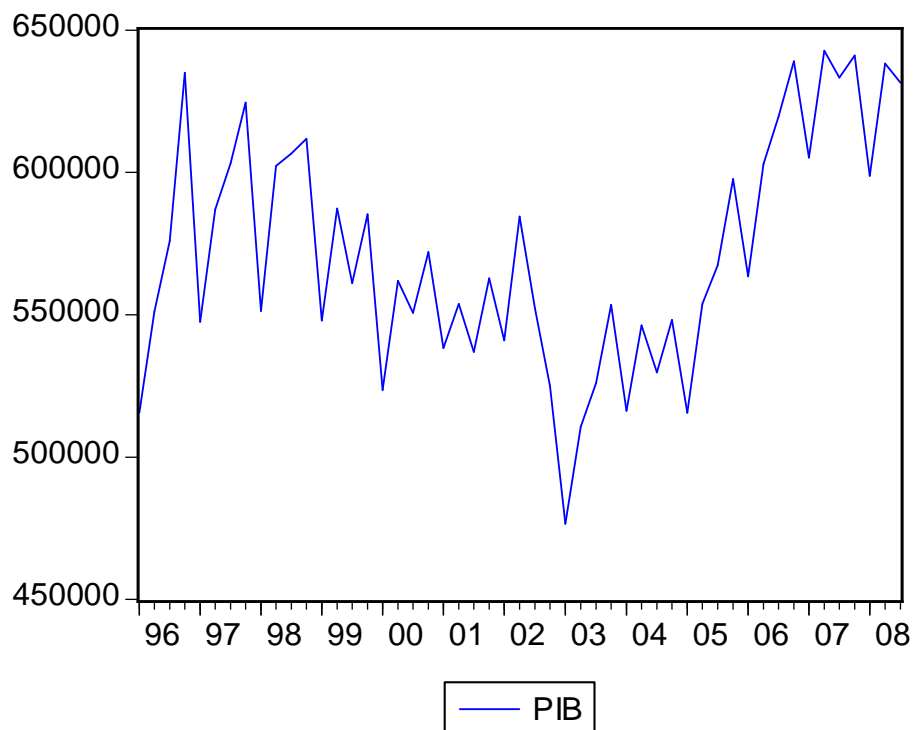
$$\frac{M}{P} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\beta}_4 AR(1) + \hat{\mu} \quad (44)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\beta}_4 AR(1) + \hat{\mu} \quad (45)$$

$$\Delta\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta(PIB) - \hat{\beta}_2 \Delta(TJLP) - \hat{\beta}_3 \Delta(IGP) + \hat{\mu} \quad (46)$$

Porém, independente da forma que se adotou o PIB do Brasil não se relacionou positivamente com a demanda por moeda, e mais, apresentou significância para o seu sinal negativo, indicando o inverso do que a literatura por demanda por moeda exprime. Este resultado sugere que as pequenas elevações acontecidas no PIB entre 1996 e 2008 não foram acompanhadas por elevação da demanda por moeda pelo motivo transação. Este resultado torna-se aceito ao se observar a série do PIB para o período abordado: seu valor real oscilou em torno de uma média negativa até meados de 1999, se estabilizou e caiu bruscamente no terceiro trimestre de 2002, depois se estabilizou até final de 2004 quando então passou a crescer significativamente. Um período então, de certa estabilidade e até queda, ao passo que a política monetária do Banco Central preconizava a estabilidade monetária. Mesmo com a oferta de M1 retraída, esta variável cresceu de forma mais acelerada do que o PIB. Esta particularidade colaborou para o resultado da relação entre PIB e saldo real monetário.

Figura 7. Desempenho do PIB real (milhões de R\$) entre 1996 e 2008



Fonte: Elaboração própria.

Já os coeficientes que relacionam a taxa de juros a longo prazo e o índice de inflação com a demanda por moeda, apresentaram-se negativos, como descreve a teoria de demanda por moeda. Dada a qualidade da estimação (46), sugere-se que a demanda por moeda para a economia brasileira, possa ser realizada por:

$$D(M) = 3540.628 - 321.907 * D(IGP) - 0.05889 * D(PIB) - 37634.11 * D(TJLP) \quad (47)$$

As regressões cumpriram os objetivos propostos, mas a aplicação de modelos mais complexos, incorporando mais defasagens, médias móveis ou utilizando procedimentos mais avançados, como o Vector Error Correction Model (VECM) ou Partial Adjustment Model (PAM) citados anteriormente, certamente podem enriquecer o debate sobre demanda por moeda no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ABEL, A. Money demand during hyperinflation. *Journal of Monetary Economics*, v.5, p.97-104, 1979.
- BAE, Youngsoo; KAKKAR, Vikas; OGAKI, Masao. Money demand in Japan and the liquid trap. *Working Paper*, n. 04-06, 2004.
- BANCO CENTRAL. Glossário. Disponível em: < www.bacen.gov.br/?GLOSSARIO> Acesso em 11.12.2008.
- BAUMOL, Willian J. de. A transaction demand for cash: a inventory theoretic approach. *The Quaterly Journal of Economics*, v. 66, p. 545-556, 1952.
- CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, Milton (ed). *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- CARDOSO, Eliana. Uma estimação para a demanda de moeda no Brasil. *Pesquisa e planejamento econômico*. Rio de Janeiro: v. 11, n 5, 1981.
- CÁRSKY, Rastilav; KOLLÁROVÁ, Viera. *The estimation of money demand in the Slovak Republic*. Slovakia: National Bank of Slovakia, 2007.
- CARVALHO, Fernando J. Cardim de (et al.). *Economia monetária e financeira: teoria e política*. São Paulo: Elsevier, 2007.
- CHOW, Gregory C. On the long-run and short-run demand for money. *Journal of Political Economy*, v. 74, n. 2, p. 111-131, 1966.
- CHUMVICHITRA, Pichai. *Demanda por moeda: algumas considerações teóricas*. Fortaleza: CAEN, 1999. Texto para Discussão, n. 183.
- CONTADOR, Claudio Roberto. *Oferta de moeda e desenvolvimento financeiro: mercado de capitais e desenvolvimento financeiro*. Rio de Janeiro: IBMEC, 1977.
- CORAZZA, Gentil; KREMER, Rodrigo L.; *Friedman e o monetarismo: a velha teoria quantitativa da moeda e a moderna escola monetarista*. Porto Alegre: DECON / UFRGS, Fev. 2003.
- FRIEDMAN, Milton. The quantity of money: a restatement In: FRIEDMAN, Milton (ed). *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- HUGON, P. *História das doutrinas econômicas*. São Paulo: Atlas, 1956.
- GUJARATI, Domodar N. *Econometria básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

KEYNES, John Maynard. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Atlas, 1982.

KOGAR, Cigden. *Cointegration test for money demand: The coast of Turkey*. Israel . Turkey: The central bank of the Turkey, 1995. Discussion Paper 14.

LOPES, Jose do Carmo; ROSSETTI, José Paschoal. *Economia monetária*. São Paulo: Atlas, 2002.

LOPES, Luiz Martins (et al.). *Manual de macroeconomia: básico e intermediário*. São Paulo: Atlas, 2008.

RICARDO, D. *Princípios de economia política e tributação*. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

ROSSI, José W. O modelo hiperinflacionário da demanda por moeda de Cagan e o caso do Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 1994. Texto para discussão n 335.

SMITH, Adam. *A Riqueza das Nações*. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

TOBIN, James. Liquid preferences and behavior toward risk. *Review of Economic Studies*, v. 66, p. 65-86, 1958.

TOURINHO, Octávio A. F. *A demanda por moeda no Brasil: 1974/95*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. Texto para discussão n. 419.

APÊNDICE

TESTE ADF PARA RAIZ UNITÁRIA (VARIÁVEIS)

Null Hypothesis: IGP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.821656	0.9934
Test critical values: 1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

Null Hypothesis: D(IGP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.429359	0.0009
Test critical values: 1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

Null Hypothesis: M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.406349	0.8992
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

Null Hypothesis: D(M) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.254192	0.0232
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.538361	0.8738
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.767906	0.0061
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

Null Hypothesis: TJLP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.572095	0.1055
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

Null Hypothesis: D(TJLP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.594026	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LOG(M) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.911900	0.7754
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

Null Hypothesis: D(LOG(M)) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.574728	0.0103
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 12/16/08 Time: 04:23
 Sample: 1996Q1 2008Q3
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TJLP does not Granger Cause M	49	1.63143	0.20726
M does not Granger Cause TJLP		1.91118	0.15998
PIB does not Granger Cause M	49	14.1057	1.8E-05
M does not Granger Cause PIB		3.08695	0.05565
IGP does not Granger Cause M	49	7.82032	0.00124
M does not Granger Cause IGP		2.12185	0.13191
PIB does not Granger Cause TJLP	49	2.18581	0.12444
TJLP does not Granger Cause PIB		0.51180	0.60294
IGP does not Granger Cause TJLP	49	4.96964	0.01133
TJLP does not Granger Cause IGP		0.50678	0.60590
IGP does not Granger Cause PIB	49	7.22009	0.00194
PIB does not Granger Cause IGP		1.34033	0.27224

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/16/08 Time: 04:24

Sample: 1996Q1 2008Q3

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IGP does not Granger Cause LOG(M)	49	7.42627	0.00166
LOG(M) does not Granger Cause IGP		1.78839	0.17917
TJLP does not Granger Cause LOG(M)	49	2.54902	0.08965
LOG(M) does not Granger Cause TJLP		0.51851	0.59900
PIB does not Granger Cause LOG(M)	49	16.8094	3.8E-06
LOG(M) does not Granger Cause PIB		3.61208	0.03528
TJLP does not Granger Cause IGP	49	0.50678	0.60590
IGP does not Granger Cause TJLP		4.96964	0.01133
PIB does not Granger Cause IGP	49	1.34033	0.27224
IGP does not Granger Cause PIB		7.22009	0.00194
PIB does not Granger Cause TJLP	49	2.18581	0.12444
TJLP does not Granger Cause PIB		0.51180	0.60294

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/16/08 Time: 04:25

Sample: 1996Q1 2008Q3

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(TJLP) does not Granger Cause D(M)	48	9.32170	0.00043
D(M) does not Granger Cause D(TJLP)		2.15823	0.12788
D(IGP) does not Granger Cause D(M)	48	8.62442	0.00071
D(M) does not Granger Cause D(IGP)		0.41378	0.66375
D(PIB) does not Granger Cause D(M)	48	21.6078	3.2E-07
D(M) does not Granger Cause D(PIB)		6.18499	0.00436
D(IGP) does not Granger Cause D(TJLP)	48	1.56675	0.22040
D(TJLP) does not Granger Cause D(IGP)		1.56106	0.22158
D(PIB) does not Granger Cause D(TJLP)	48	2.55361	0.08955
D(TJLP) does not Granger Cause D(PIB)		0.41277	0.66441

D(PIB) does not Granger Cause D(IGP)	48	0.55248	0.57955
D(IGP) does not Granger Cause D(PIB)		6.67021	0.00300

TESTE ADF PARA RAIZ UNITÁRIA (RESÍDUOS)

Null Hypothesis: RESIDUOS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.390672	0.0165
Test critical values: 1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Equações 44 e 45

	IGP	PIB	TJLP
IGP	1,0000	0,1910	-0,7436
PIB	0,1910	1,0000	-0,4433
TJLP	-0,7436	-0,4433	1,0000

Equação 46

	D(IGP)	D(PIB)	D(TJLP)
D(IGP)	1	-0,30404	0,090401
D(PIB)	-0,30404	1	0,029301
D(TJLP)	0,090401	0,029301	1