

DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL NO PERÍODO 1996 A 2013: UMA ESTIMAÇÃO EM SÉRIES TEMPORAIS**DEMAND FOR MONEY IN BRAZIL FOR THE PERIOD 1996 TO 2013: AN ESTIMATION IN TIME SERIES****Patrícia Lacerda de Carvalho**Mestre em Administração pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)
e-mail: patricialacerdac@hotmail.com**Carla Carolinne dos Santos Silva**Mestre em Administração pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Faculdade Paraibana (FAP)
e-mail: carlacarolannes@gmail.com**Resumo:**

A demanda por moeda ocorre em decorrência de três motivos bases, a transação, precaução e especulação de moeda, podendo ser considerada como um dos fatores base que influenciam no procedimento econômico de um país, ou seja, a autoridade monetária precisa ofertar uma quantidade de moeda que atenda as suas demandas em um determinado período, de forma a buscar um adequado funcionamento da economia. O presente artigo tem como objetivo central analisar a função de demanda por moeda para o Brasil, com base em dados mensais de 1996 a 2013. A variável dependente do modelo corresponde a relação M/P, em que o M segue o conceito de M1 do Banco Central (BACEN), ou seja, o papel moeda em poder do público mais os depósitos à vista e o P é o índice do preço de equilíbrio. Como variáveis explicativas, foram utilizados o Produto Interno Bruto (PIB), o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) e a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP). Tomando-se o cuidado de verificar a hipótese de causalidade para definir o correto sentido de acontecimento dos fenômenos, caracterizando a relação de causa e efeito. Buscou-se apontar o modelo mais apropriado para previsão de demanda por moeda no Brasil. Foram estimadas sete equações diferentes, entanto, foi observado que todas violaram as hipóteses básicas do modelo de regressão clássico, levando a inferir que os modelos propostos não são válidos para estimar a demanda por moeda no Brasil. Tais resultados divergem dos achados de Coelho (2008), onde se verificou que três desses modelos são válidos para estimar a demanda de moeda no Brasil. A explicação para essa divergência pode encontrar-se no período de tempo estudado, que no caso do trabalho de Coelho, baseou-se em apenas no intervalo de 1996 a 2008. Por fim, ressalta-se que a presente pesquisa vem acrescentar evidências empíricas sobre a fragilidade desse assunto, na esfera de estudos no Brasil.

Palavras-chave: Demanda por moeda. Séries temporais. Econometria.**Abstract:****Resumo do processo editorial:**

- a) Submissão em: 03/12/2015.
- b) Envio para avaliação em: 19/02/2016.
- c) Término da avaliação em: 20/02/2016.
- d) Correções solicitadas em: 20/02/2016.
- e) Recebimento da versão ajustada em: 14/04/2016.
- f) Aprovação final em: 13/05/2016.

The Demand for Currency is due to three reasons bases, a transaction, caution and currency speculation. It can be considered as one of the basic factors that define the economic procedure a country, that is, the monetary authority needs to offer an amount of money that meets their demand in a given period, in order to maintain the proper functioning of the economy. This article is mainly aimed to analyze the money demand function to Brazil, based on from 1996 to 2013 monthly. The model dependent variable model corresponds to relation M/P , so the M follows the $M1$ concept of the Banco Central (BACEN) and P is the price index. As explanatory variables, were used the Gross Domestic Product (PIB), the General Price Index - Internal Availability (IGP-DI) and the Long-Term Interest Rate (TJLP). Taking care to verify the hypothesis of causality to set the correct direction of the phenomenal event, featuring a relation of cause and effect. The purpose was to point the most appropriate model to money demand forecast in Brazil. Were estimated seven different Equations, however, it was observed that all violated the basic hypotheses of the classical regression model, leading to infer that the proposed models are not valid for estimating a demand for money in Brazil. These results differ from Coelho (2008) finds, where it was found that three of these models are valid to estimate the demand for money in Brazil. The explanation for this discrepancy may be due to time-period studied in the case of Coelho's paper, in the case, the interval was based only of a 1996-2008. Finally, it emphasizes that this research is in addition empirical evidence about the fragility of this subject in the sphere of studies in Brazil.

Keywords: Demand for money. Time series. Econometrics.

1 Introdução

A busca pelos fatores essenciais para a procura por moeda, por parte dos agentes econômicos, são objetos de estudo e debate desde os economistas clássicos. Compreender o comportamento da demanda por moeda é basilar para a elaboração de política monetária, uma vez que, a autoridade monetária desempenha sua influência sobre a oferta de moeda. A oferta monetária pode ser entendida, quando considerada a condição de equilíbrio no mercado de moeda, pela a própria demanda por moeda, isto é, a autoridade monetária precisa oferecer uma quantidade de moeda que atenda sua demanda a cada período.

O debate sobre demanda por moeda surge com os economistas clássicos, que procuravam explicar as razões pelas quais as pessoas conservavam ativos monetários se elas poderiam ganhar juros aplicando em ativos financeiros. Os economistas clássicos dos séculos XVIII e XIX, como Adam Smith, David Ricardo, Thomas Malthus e Jean Baptiste Say definem dois grupos de explicação, os motivos de transação e precaução (LOPES; ROSSETTI, 2005). Mais tarde, Keynes (1982), introduz mais dois importantes motivos para a demanda por moeda: o primeiro motivo de especulação e posteriormente o financeiro. Diante dessa discussão também é abordada a teoria quantitativa da moeda, na versão revista por Friedman (1956), assim como nos modelos de Baumol (1952) e Tobin (1958).

A questão sobre a previsão do quanto será necessário de moeda em circulação, sem que ela exceda suas funções e passe a interferir diretamente sobre outras variáveis econômicas, tais como renda e nível de emprego, é levantada em razão da importância imposta à moeda para o correto funcionamento da economia. Notadamente, o aumento da quantidade de moeda em movimentação deve ser proporcional ao aumento de variáveis reais como, por exemplo, da renda para que não gere inflação. Neste sentido, distintos modelos de demanda por moeda têm sido testados empiricamente e adotados pelos bancos centrais de diferentes países.

A literatura relacionada à demanda por moeda é bastante ampla e crescente tanto no Brasil como no exterior. Estudos desenvolvidos por Contador (1977) e Rossi (1994) evidenciam a moeda como uma variável que se encontra integrada a todos os modelos econômicos independentemente da versão, e até mesmo independentemente da escola de pensamento econômico que norteia a análise. Nos distintos estudos, constatou-se a evidência a respeito da não conclusão ou mesmo inexistência da estabilidade monetária, acompanhados aos problemas de simultaneidade no processo de estimação econométrica, estrutura de defasagens, forma funcional inadequada do modelo estimado, bem como a não definição do papel da taxa de juros na determinação da demanda por moeda.

Logo, testar empiricamente um modelo de determinação de demanda por moeda, por mais singelo que seja o modelo, trás grandes problemas em sua aplicação, sobretudo dificuldades de caráter conceitual. Faz-se mister ressaltar dois importantes problemas que são envolvidos: a especificação das variáveis que explicam seu comportamento atendendo as características específicas da amostra em análise e a definição de moeda mais adequada tomando-se a referência do caso.

Frente a essa discussão o presente estudo tem o seguinte questionamento de pesquisa: qual modelo, baseado na literatura analisada, seria mais apropriado para estimar a previsão de demanda por moeda no âmbito do Brasil? Dessa forma, o objetivo desta pesquisa é analisar a função de demanda por moeda para o Brasil, com base em dados mensais de janeiro de 1996 a dezembro de 2013, utilizando modelagem econométrica.

2 Fundamentação Teórica

Essa seção será dividida em dois momentos, o primeiro terá como objetivo sintetizar as principais teorias a respeito da demanda por moeda. No segundo momento, a fim de entender as diferenças metodológicas na estimação da demanda por moeda, depreende-se a tarefa de analisar aplicações empíricas realizadas por diferentes autores a respeito do tema.

2.1 Demanda por Moeda

A moeda é um ativo financeiro essencial em todas as economias modernas, tendo predicados que a distinguem de outros tipos de direitos financeiros no que tange à plena liquidez e à função de reserva de valor. Carvalho *et al.* (2007) comenta que a necessidade dos indivíduos de ter moeda decorreu principalmente do progresso econômico, na medida em que a introdução dessa permitiu uma representativa redução dos custos de transação para desempenhar os papéis de: meio de troca e unidade de conta.

A literatura analítica, especificamente, sobre a questão da demanda de moeda só começou a desenvolver-se a partir de Fisher (1896) e Pigou (1917). Keynes traz em 1936 a sua contribuição ao assunto, estabelecendo novos motivos que elucidam a demanda de encaixes reais, por meio da sua teoria de Preferência pela Liquidez. Por meio dessas obras a literatura começa a ganhar forma, surgindo em seguida, nos anos 50, trabalhos na esfera mais formal, derivados sob a hipótese de procedimento otimizador do agente econômico, limitado pela sua renda ou riqueza. São estes, o motivo de transação e taxa de juros, de Baumol (1952); a demanda de moeda sob a perspectiva de composição de uma carteira de investimento, de Tobin (1958); o enfoque de estoque de Baumol (1952) e Tobin (1958), e a revisão em 1956 de Fridman da Teoria Quantitativa, entendendo a moeda como um bem como qualquer outro, aplicando a teoria geral da demanda para fundamentar a sua procura.

A fim de entender a demanda por moeda nos clássicos, reporta-se ao comportamento do indivíduo. Lopes e Rossetti (2005) comentam que existiria dois motivos que fariam o indivíduo reter moeda ao invés de procurar a remuneração proporcionada por títulos: a) a

ausência de sincronização entre recebimento e pagamento; b) a falta de previsibilidade de certas despesas. A retenção de moeda devido à primeira causa é esclarecida pelo sistema de encaixes médios.

Na concepção Keynesiana, a importância da demanda por moeda está agregada ao fato de que Keynes atribui uma dimensão fundamental a não neutralidade da moeda no seu esquema analítico, ou seja, fazer referência à importância de instrumentos monetários afetarem a performance de variáveis reais na economia. Para o autor a moeda afeta o comportamento dos agentes tanto no curto como no longo prazo. Em sua teoria, a moeda não é vista exclusivamente como uma simples facilitadora dos meios de troca, essa admite caráter mais amplo, pois ela permite aos agentes a chance de modificações nas maneiras de acumulação de riquezas.

Contador (1977) assegura que a abordagem mais geral desenvolvida por Keynes levou em consideração os três motivos pelos quais o público demanda moeda: a) transação, relacionado ao intervalo entre recebimentos e despesas de renda; b) precaução, relacionado a acolher a contingências inesperadas ou a oportunidades imprevistas; c) especulação, relacionada à insegurança quanto ao comportamento futuro da taxa de juros.

A demanda de moeda para satisfazer os motivos anteriores [transação e precaução] de acordo com Keynes (1982), é em geral, indiferente a qualquer influência que não a de uma alteração efetiva na atividade econômica geral e na condição da renda, de maneira que a experiência evidencia que a demanda de moeda para satisfazer o motivo especulação altera de modo continuado sob o efeito de uma alteração gradual na taxa de juros.

Entretanto, pelo motivo especulação a demanda por moeda varia contrariamente a modificação da taxa de juros. O fato basilar em que se apoia a versão Keynesiana está em aceitar a racionalidade na retenção de ativos monetários inativos pelos agentes econômicos, acreditando que os preços dos títulos se transformem ou, o que é a mesma coisa, que as taxas de juros alterem. A perspectiva da queda da taxa dos preços dos títulos e o consequente aumento da taxa de juros permitem ganhos para os agentes que adquiriram os títulos nas fases de queda de seus preços vendendo-os por preços maiores em seguida (LOPES; ROSSETI, 2005).

Keynes deu mais ênfase ao motivo especulação do que aos motivos transação e precaução na Teoria Geral, por interpretar que este “necessita de um estudo mais minucioso que os outros, tanto pelo fato de ser menos entendido, como por ser notadamente importante para transmitir os efeitos de uma variação na quantidade de moeda” (KEYNES, 1988).

Chick (1993) e Carvalho et al. (2007) destacam que após a Teoria Geral, Keynes, em réplica ao comentário feito por Bertil Ohlin, haveria introduzido o quarto motivo para a demanda por moeda, o financeiro. Sendo que este se explicaria pela retenção provisória de moeda tendo em vista a antecipação de alguma despesa discricionária planejada, como o investimento em bens de capital, sendo, assim, função do investimento. O investimento em bens de capital é trazido por Chick (1993) como o tipo mais evidente de gasto sem rotina e vultoso, peculiaridade do motivo financeiro.

Fundamentando-se na Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) e rerepresentando-a enquanto uma teoria de demanda por moeda surge Friedman (1956), que por meio do tratamento da moeda como um bem de consumo com atributos específicos, acaba por transformar a antiga TQM, que idealizava a moeda como permanecendo sempre em circulação, num modelo de portfólio para a demanda por moeda, onde os fluxos são perdidos.

Friedman, em seu artigo de 1956, realizou um enfoque mais elaborado da TQM, argumentando que a demanda por moeda, como a de qualquer outro bem particular, não tem

idiosincrasias que justifiquem uma teoria particular para explicá-la. Ou seja, a demanda de moeda pode ser explicada pela Teoria Geral da demanda.

Chumvichitra (1999) relata que Friedman fez a inserção de novas variáveis, a exemplo a taxa de juros dos títulos na função demanda por moeda, praticamente não alterou as conclusões da original TQM. Em seu modelo a quantidade demandada de moeda é ainda considerada dependente da renda agregada. As outras variáveis que influenciam as decisões dos agentes estão diretamente relacionadas aos rendimentos esperados por cada ativo considerado.

Contribuições teóricas importantes a respeito da demanda por moeda foram alcançadas individualmente por Baumol (1952) e Tobin (1958) e integradas no modelo Tobin-Baumol. A contribuição de Baumol (1952) se dá sobre a variação dos saldos de moeda transacionaria como fruto da oscilação da taxa de juros, atendendo a existência da comissão de corretagem.

Dado o nível de renda é necessário conservar apenas uma determinada quantidade de moeda para fins transacionais, Baumol (1952) assegura que mudanças na taxa de juros e mudanças na renda provocam deslocamentos da curva de demanda por moeda. Com os resultados do modelo de Baumol a demanda de moeda para transações é diretamente relacionada ao montante da renda (COELHO, 2008).

A demanda por moeda é considerada o resultado de uma alternativa racional que resulta da ampliação do número de transações e, por conseguinte 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 conectada diretamente a esta proporção fixa de moeda em circulação. Mesmo apresentando o modelo demonstrado lacunas, intuitivamente se demonstra bastante plausível (BAUMOL, 1952).

Em seguida, Tobin (1958) explicou a demanda por especulação considerando que os agentes tomam suas decisões baseados em cálculos probabilísticos da curva de carteira ótima. Ou seja, reformula-se a hipótese 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 (COELHO, 2008).

Para definir a demanda por moeda através do motivo especulação Tobin (1952) centrou-se na análise das compensações que os investidores obtêm quando buscam equilibrar risco, lucro e liquidez. Em seu artigo, 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 (CARVALHO et al, 2007).

A criação do modelo de Tobin (1958) por meio de bases teóricas mais concretas aperfeiçoou 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 representando uma teoria da demanda de moeda.

As ideias de Baumol (1952) e Tobin (1958), em síntese, resumem-se num modelo matemático conhecido como modelo Tobin-Baumol de demanda por moeda. Este modelo é o exemplo por excelência que esclarece 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 delineando como intuitivamente os indivíduos chegam ao encaixe monetário ótimo que desejam. (LOPES; VASCONCELOS, 2008).

As versões da teoria Tobin-Baumol incorporaram alguns avanços, frutos das inovações na área bancária, como, por exemplo, a ideia de contas correntes remuneradas, a qual implica caracterizações relevantes para um esquema em que se pense apenas em termos de M1. Isso em função de que os juros têm uma função primordial na decisão de quanto os

agentes econômicos devem reter de moeda e quanto devem manter na forma de “aplicação” (ARNOSTI, 2003).

2.2 Evidências Empíricas

Quando se trata da estimação da demanda por moeda, têm-se frequentemente utilizado o conhecido modelo Allais-Tobin-Baumol, que consiste na linearização da forma adaptada de Tobin- Baumol. Cársky e Kollárová (2007) adotou este modelo para estimar a demanda por moeda de longo prazo da República Eslováquia. Para estimar a demanda por moeda de curto prazo, foram acrescentadas mais variáveis e foram utilizados dois métodos diferentes, o Partial Adjustment Model (PAM) e o Vector Error Correction Model (VECM). Foi adotado o conceito M2 de moeda do Banco Nacional da Eslováquia (NBS), que compreende os depósitos em conta corrente mais os depósitos em poupança resgatáveis a prazo. As variáveis incorporadas foram: aplicação em *mutual fund shares* e uma *dummy* para sazonalidade. 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*.

No que concerne à armadilha de liquidez, foi visto anteriormente que nesse caso, expansões de oferta de moeda não alteram a taxa de juros. Para isso, modelos semi-log têm sido utilizados para testar presença de armadilha de liquidez numa curva de demanda por moeda. Essa metodologia vem sendo aplicada preferencialmente para dados da economia japonesa, dada suas características próximas à situação de “*liquidity trap*” (BAE; KAKKAR; OGAKI, 2004). As baixas taxas de juros japonesas estimularam alguns trabalhos nesse sentido, tais como Krugman (1998) e Eggertsson e Woodford (2004).

Bae, Kakkar e Ogaki (2004), utilizaram o procedimento de co-integração para estimar a demanda por moeda de longo prazo no Japão com dados trimestrais entre 1976 e 2002. 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 . Utilizou-se, ainda, variáveis *dummies* para o período da “bolha especulativa” japonesa. As variáveis apresentaram-se co-integradas de primeira ordem. Os resultados apontaram que todos os modelos foram válidos, com coeficientes significativos. Sugere-se que a forma funcional adotada pelos autores foi mais eficaz que os modelos semi-logs utilizados na estimação de demanda por moeda associada à armadilha da liquidez.

Na pesquisa realizada por Kogar (1995), A demanda real por moeda, tanto quando se considera M1 ou M2, tanto 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.

Em 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, neste modelo a variável dependente sofre modificação logarítmica. No modelo de Tourinho (1996), se recorre a transformação de Box-Cox para a variável dependente.

Para estimação da demanda por moeda no Brasil para períodos com inflação menos acentuada, Cardoso (1981) estimou a demanda por moeda com dados trimestrais entre 1966 e

1979, considerando como variáveis explicativas a renda, a taxa de juros e a inflação. Para moeda, considerou-se M1 + depósitos no Banco do Brasil e na Caixa Econômica Federal. Foi calculado M/P , onde P corresponde ao índice de preços, e em seguida obteve um índice para 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, onde a taxa de inflação não exerceu papel significativo sobre a demanda por moeda (CARDOSO, 1981).

Em seu estudo, Coelho (2008) buscou discutir e estimar a formação da demanda por moeda no Brasil no período de 1996 a 2008, com dados trimestrais. Utilizou-se os meios de pagamento de alta liquidez, o conceito M1 do BACEN. Como variáveis explicativas foram usadas a taxa de juros a longo prazo (TJLP), juntamente com o Produto Interno Bruto (PIB) e o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI). Diante dos sete modelos testados, os resultados das regressões em séries temporais apontaram que três destes são apropriados para a previsão de demanda por moeda no Brasil.

De acordo com as evidências empíricas supracitadas, pode-se inferir que as diferenças metodológicas estão mais relacionadas com os problemas específicos do período e/ou local considerado na análise. Desse modo, observa-se que é quase unânime a adoção das variáveis explicativas: 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 e, para armadilha de liquidez, observou-se adoção de formas funcionais semi-log.

Frente a essa discussão, o presente artigo buscou ampliar a amostra utilizada no estudo de Coelho (2008), para avaliar se os resultados das regressões em séries temporais podem ser estimados através de um dos sete modelos sugeridos pelo autor na estimação da demanda por moeda no Brasil no período de 1996 a 2013 com dados mensais.

3 Metodologia

Para alcançar os objetivos propostos neste estudo, utilizou-se modelagem econométrica, onde considerou-se como variável dependente o saldo real de moedas e, como variáveis explicativas foram consideradas: a taxa de juros (decorrente do motivo especulação); a renda do país (decorrente do motivo transacional) e; a inflação (introduzida nos modelos de demanda por moeda pela corrente neoclássica).

A variável dependente, saldo real de moeda, a ser estimada corresponde a relação $\frac{M}{P}$, onde M é o saldo monetário e P o índice de preço. O conceito de moeda utilizado é o M1 (corresponde ao papel moeda em poder do público mais os depósitos a vista) do Banco Central do Brasil e o índice de preço corresponde ao IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas. A renda do país é incorporada nos modelos de estimação para demanda por moeda como decorrência do efeito transação e precaução. Para a estimação em séries temporais, o PIB mensal calculado pelo IBGE é utilizado como *proxy*. Deflacionou-se a série pelo IGP-DI. 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*.

Para explicação da função de demanda por moeda, 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 de Primeira Ordem AR(1).

Para a construção dos modelos a serem estimados, foram consideradas as relações definidas por Keynes (1982) e considerou-se a sugestão de Chow (1966), onde o efeito da inflação é incorporado na estimação da demanda por moeda, quanto à inflação, foram adotadas as taxas de inflação do período. NA função demanda por moeda, portanto, tem a seguinte característica: $m = f(Y, i, P)$. Desta forma, sete equações diferentes são testadas empiricamente para o caso brasileiro, incluindo a forma de Allais-Tobin-Baumol de acordo com o estudo de Coelho (2009):

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

$$\frac{M}{P} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln(PIB) - \hat{\beta}_2 \ln(TJLP) - \hat{\beta}_3 \ln(IGP) + \hat{\mu} \quad (2)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln(PIB) - \hat{\beta}_2 \ln(TJLP) - \hat{\beta}_3 \ln(IGP) + \hat{\mu} \quad (3)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\mu} \quad (4)$$

$$\frac{M}{P} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\beta}_4 AR(1) + \hat{\mu} \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 PIB - \hat{\beta}_2 TJLP - \hat{\beta}_3 IGP + \hat{\beta}_4 AR(1) + \hat{\mu} \quad (6)$$

$$\Delta\left(\frac{M}{P}\right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta(PIB) - \hat{\beta}_2 \Delta(TJLP) - \hat{\beta}_3 \Delta(IGP) + \hat{\mu} \quad (7)$$

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

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. Posteriormente, foram testados os pressupostos do modelo clássico de regressão para que fosse possível identificar quais dos modelos são válidos para estimar a demanda por moeda no Brasil.

A pesquisa adota dados mensais desde janeiro de 1996 até dezembro de 2013. 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. Para a realização dos respectivos testes estatísticos fez-se necessário o uso dos softwares SPSS e Eviews.

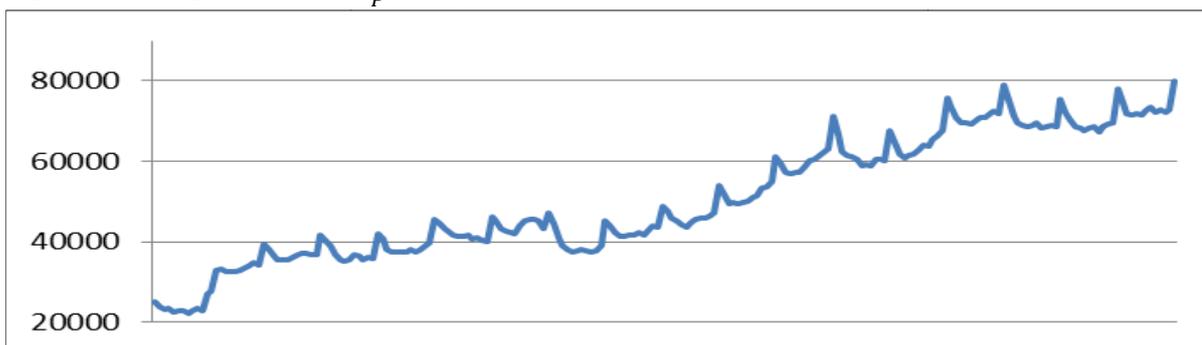
4 Resultados

Nesta seção, apresenta-se a análise e interpretação dos dados, a fim de responder ao objetivo do estudo de analisar a função de demanda por moeda para o Brasil, com base em dados mensais de 1996 a 2013. Inicialmente os dados foram analisados descritivamente, e em seguida, para realizar a estimação da Demanda por moeda no Brasil foram testados sete distintos modelos, estimados pelo Método dos Mínimos Quadrados, ou Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou *Ordinary Least Squares* (OLS).

4.1 Análise Descritiva

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 dezembro de 2013, em médias mensais. A trajetória descrita na Figura 1 aparenta um comportamento estável e ascendente para o saldo monetário real. O valor em janeiro de 1996 era de R\$ 252,4 bilhões, chegando a atingir R\$ 799,9 bilhões em dezembro de 2013.

Figura 1 - Comportamento de $\frac{M}{P}$ entre janeiro de 1996 e dezembro de 2013.



Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 1 resume as principais estatísticas descritivas da variável dependente. Podemos observar que o saldo monetário analisado variou entre R\$ 222,3 bilhões a R\$ 799,9 bilhões, com média de R\$ 505,1 bilhões. Contam-se 216 observações, equivalentes ao período de 1996 a 2013.

Tabela 1 - Estatística descritiva para o saldo monetário real entre janeiro de 1996 e dezembro de 2013.

MP	
N	216
Média	50510,5973400
Mediana	45594,3026550
Desvio Padrão	15069,03449218
Variância	227075800,527
Assimetria	,156
Curtose	-1,164
Mínimo	22231,35113
Máximo	79995,10990
Soma	10910289,02543

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Para a estimação em séries temporais, o PIB mensal calculado pelo IBGE foi utilizado como *proxy*. Deflacionou-se a série pelo IGP-DI. Entre 1996 e 2013 o comportamento do PIB pode ser resumido pelas estatísticas da Tabela 2 a seguir.

Tabela 2 - Estatística descritiva para o saldo monetário real entre janeiro de 1996 e dezembro de 2013.

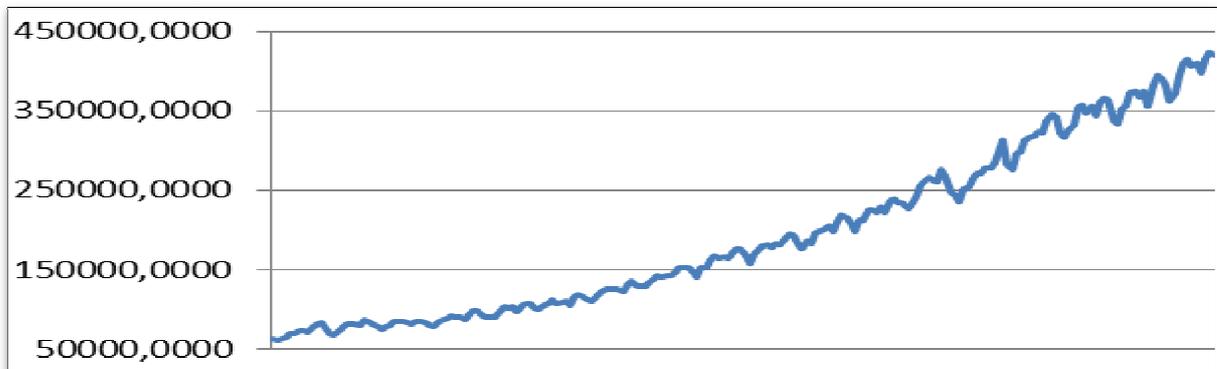
PIB	
N	216
Média	194398,4412037
Mediana	170206,9500000

Desvio Padrão	105766,97430388
Variância	11186652853,399
Assimetria	,581
Curtose	-,939
Mínimo	61010,30000
Máximo	424152,00000
Soma	41990063,30000

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Conforme a podemos observar na Tabela 2, o PIB real brasileiro no período analisado variou entre R\$ 61 bilhões a R\$ 424,1 bilhões, com média de R\$ 170,2 bilhões. Contam-se 216 observações, equivalentes aos doze meses de cada ano a partir de 1996 até 2013. A taxa de juros considerada na estimação é a TJLP. O gráfico dos valores mensais da TJLP mostra o comportamento ascendente da variável no período em questão, observado na Figura 2.

Figura 2 - Comportamento da TJLP entre janeiro de 1996 e dezembro de 2013.



Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

4.2 Estimação da Demanda por Moeda

Para estimar a Demanda por moeda no Brasil no período de 1996 a 2013, foram testados sete modelos, estimados por MQO.

Como se trata de séries temporais, primeiramente foi testado 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 a Equação (1) são observados na Tabela 3.

Tabela 3-Estimação da Equação (1)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	50631.16	2329.228	21.73731	0.0000
PIB	0.089035	0.004612	19.30441	0.0000
TJLP	-24952.83	2094.037	-11.91614	0.0000
IGP-DI	650.4667	314.3258	2.069403	0.0397

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Apesar dos excelentes resultados da significância estatística observada pelo Teste F ($<0,01$), do elevado coeficiente de determinação observado pelo Teste R^2 (93,83%) e da significância estatística ($<0,05$), DW indica autocorrelação positiva entre os termos aleatórios, também o teste de White indica heterocedasticidade. Assim, são violadas hipóteses básicas do

modelo de regressão clássica. A Equação (2) apresentou os mesmos problemas da (1), apesar dos bons resultados da estimação, observados na Tabela 4.

Tabela 4-Estimação da Equação (2)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	-241271.5	31022.39	-7.777335	0.0000
LN PIB	25046.98	2946.024	8.501962	0.0000
LN TJLP	-18562.35	2076.357	-8.939865	0.0000
LN IGP-DI	-11964.33	3043.110	-3.931612	0.0001

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Além de apresentar Heterocedasticidade, o problema de autocorrelação se agrava pelo teste de DW para a Equação (3), sendo portanto, outra equação a ser rejeitada para explicação da demanda por moeda, apesar de apresentar resultados de $F(<0,01)$ e R^2 (92,67%) satisfatórios, observados na Tabela 5.

Tabela 5-Estimação da Equação (3)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	9.014444	0.748238	12.04756	0.0000
LN PIB	0.109526	0.071056	1.541406	0.1247
LN TJLP	-0.530598	0.050080	-10.59495	0.0000
LN IGP-DI	0.179271	0.073398	2.442456	0.0154

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (4), apesar dos resultados de $F (<0,01)$, R^2 (91,54%) e da significância estatística ($<0,05$), DW indica autocorrelação positiva dos resíduos e o teste de White indica heterocedasticidade. Portanto, esta equação também é rejeitada por violar hipótese do modelo clássico de regressão, observados na Tabela 6.

Tabela 6-Estimação da Equação (4)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	11.06306	0.056829	194.6725	0.0000
PIB	1.30E-06	1.13E-07	11.53993	0.0000
TJLP	-0.760156	0.051091	-14.87852	0.0250
IGP-DI	0.017318	0.007669	2.258194	0.0000

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Os resultados da estimação da Equação (5) apresentaram-se satisfatórios, apesar da não significância estatística das variáveis. Não se rejeitou a hipótese de homocedasticidade pelo teste de White assim como DW rejeita a hipótese de autocorrelação entre os resíduos, conforme Tabela 7.

Tabela 7-Estimação da Equação (5)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	78787.42	41677.13	1.890423	0.0601
PIB	0.001974	0.018880	0.104555	0.9168
TJLP	2729.043	2876.315	0.948798	0.3438
IGP-DI	-234.0829	226.4374	-1.033764	0.3024
AR(1)	0.991424	0.010076	98.39282	0.0000

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Os resultados da Equação (6) apresentam-se 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. No entanto, as variáveis não obtiveram significância estatística, conforme Tabela 8.

Tabela 8-Estimação da Equação (6)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	11.21041	0.435259	25.75569	0.0000
PIB	-6.83E-08	3.72E-07	-0.183567	0.8545
TJLP	0.033045	0.056895	0.580808	0.5620
IGP-DI	-0.003393	0.004478	-0.757682	0.4495
AR(1)	0.987198	0.009427	104.7255	0.0000

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Finalmente, foi estimada a demanda por moeda em primeira diferença, de acordo com a Equação (7), observada na Tabela 9. Porém, apesar de o teste de White apresentar ausência de heterocedasticidade e o DW não indicar autocorrelação entre as variáveis, o R^2 ajustado apresenta-se inferior ao dos modelos (5) e (6), a estatística F mostrou fraco impacto das variáveis explicativas ($>0,05$) e, com exceção da constante, nenhum coeficiente obteve significância estatística. Portanto, o modelo deve ser rejeitado para explicação da demanda por moeda.

Tabela 9-Estimação da Equação (7)

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
Constante	482.8467	156.1306	1.719808	0.0869
DPIB	-0.001765	0.018906	-0.093331	0.9257
DTJLP	-236.7934	2856.046	0.949900	0.3432
DIGP-DI	-7929.516	225.2309	-1.051336	0.2943

Fonte: elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Sendo assim, nenhum dos modelos testados neste estudo apresentaram-se válidos para a estimação da demanda por moeda no Brasil no período analisado (1996-2013). O resultado apresentado não confirma as evidências encontradas no estudo desenvolvido por Coelho (2008), onde as Equações (5), (6) e (7) apresentam-se válidas para a estimação da demanda por moeda no Brasil.

5 Considerações Finais

A demanda por moeda ocorre em decorrência da transação, precaução e especulação de moeda, podendo ser considerada como um dos fatores de influencia no procedimento econômico de um país. Nesse contexto o estudo teve como objetivo obter a função da demanda por moeda para o Brasil, com base em dados mensais a partir de janeiro de 1996 a dezembro de 2013. Para tanto, foram estimadas sete equações diferentes propostas pelo estudo de Coelho (2009).

Inicialmente foi testada a estacionariedade das series temporais, base das equações, trabalhadas neste estudo. Em seguida, pelos testes de hipóteses foi possível verificar a adequabilidade das equações para o Modelo de Demanda por Moeda para o Brasil, cabendo ressaltar que foi considerando o nível de confiança de 95%. Nas Equações (1), (2), (3) e (4) foi possível observamos que apesar dos excelentes resultados da significância da regressão, de um elevado coeficiente de determinação e da significância estatística, os testes indicaram uma

autocorrelação positiva e heterocedasticidade entre as variáveis, sendo assim, as equações violam as hipóteses básicas do modelo de regressão clássica.

Nos resultados da estimação da equação (5) e (6), apesar de apresentarem resultados satisfatórios em relação aos pressupostos clássicos da regressão, com ausência de autocorrelação ou de heterocedasticidade, no entanto, as variáveis não obtiveram significância estatística. Por fim, a equação (7) apesar de também apresentar ausência de heterocedasticidade e não indicar autocorrelação entre as variáveis, o coeficiente de determinação apresentou-se inferior ao dos modelos (5) e (6), a significância da regressão mostrou um fraco impacto das variáveis explicativas e, com exceção da constante, nenhum coeficiente obteve significância estatística.

Sendo assim, dentre as sete equações utilizadas, observou-se que todas violam alguma das hipóteses básicas do modelo de regressão clássico, levando a inferir que os modelos propostos não são válidos para estimar a demanda por moeda no Brasil. Os resultados apresentados divergem daqueles encontrados no estudo de Coelho, onde foram estimados os mesmos sete modelos, neste caso abrangendo o período de 1996 a 2008 com dados trimestrais. Logo, faz-se mister ressaltar que, a elevada variabilidade dos indicadores do cenário econômico brasileiro torna arriscada a utilização desses modelos para a previsão da demanda por moeda no Brasil, ainda que seja um instrumento fundamental para o planejamento, uma vez que estatisticamente, não se apresentaram válidos. Sugere-se, portanto, a adoção de outros modelos para esse fim.

Referências

ARNOSTI, M. G. **Demanda de moeda no Brasil: uma análise por meio do filtro de kalman**. 2003. 140f. Dissertação (Mestrado em Economia). Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, Rio Grande do Sul, 2003.

BAE, Y.; KAKKAR, V.; OGAKI, M. Money demand in Japan and the liquid trap. **Working Paper**, Dec. 2004. Disponível em: <http://www.econ.ohio-state.edu/pdf/ogaki/wp04-06.pdf> Acesso em: 21 jan. 2014.

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

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

CARDOSO, E. Uma Equação para Demanda por Moeda no Brasil. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 617-635, 1981.

CÁRSKY, R.; KOLLÁROVÁ, V. The estimation of money demand in the Slovak Republic. **Biatic**, Bratislava, v. 15, n. 8, p. 1-8, 2007.

CARVALHO, F. J. C.; SOUZA, F. E. P.; SICSÚ, P.; PAULA, L. F. R.; STUDART, R. **Economia monetária e financeira: teoria e política**. São Paulo: Elsevier, 2007.

CHICK, V. **Macroeconomia após Keynes: um reexame da teoria geral**. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1993.

CHOW, G. C. On the long-run and short-run demand for money. **The Journal of Political Economy**, Chicago, p. 111-131, 1966.

CHUMVICHITRA, P. Demanda por moeda: algumas considerações teóricas. **Fortaleza: CAEN**, 1999. (Texto para Discussão,183).

COELHO, A. L. C. **Demanda por Moeda no Brasil no Período 1996 a 2008: Uma Estimção Em Séries Temporais**. 2008. 58f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas). Faculdade de Ciências Econômicas da UFBA, Bahia, 2008.

CONTADOR, C. R. Crescimento econômico e o combate à inflação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 131-167, 1977.

EGGERTSSON, G. B.; WOODFORD, M. Policy options in a liquidity trap. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 94, n. 2, p. 76-79, 2004.

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

FRIEDMAN, M. The quantity of money: a restatement In: FRIEDMAN, M. (ed). **Studies in the quantity theory of money**. Chicago: University of Chicago Press, 1956.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 1982.

KOGAR, C. Cointegration test for money demand: the case for Turkey and Israel. **Turkey: The Central Bank of the Republic of Turkey**, 1995 (Discussion Paper, 9514).

KRUGMAN, P. Space: the final frontier. **The Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 12, n. 2, p. 161-174, 1998.

LOPES, J. C.; ROSSETTI, J. P. **Economia monetária**. 9. ed. São Paulo: Atlas, 2005.

LOPES, L. M.; VASCONCELOS, M. A. S. **Manual de macroeconomia: Básico e Intermediário**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

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

ROSSI, J. W. A Demanda por Moeda no Brasil: Uma Análise de Co-Integração. **Rio de Janeiro, IPEA**, 1993 (Texto para discussão, 325).

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

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

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