

Demanda por moeda: Uma análise de cointegração para o Brasil no período entre 1996 e 2017

Reinan Ribeiro Souza Santos	UFBA – Universidade Federal da Bahia, Bahia, Brasil reinanufba@gmail.com
Tacito Augusto Farias	UFS – Universidade Federal de Sergipe, Sergipe, Brasil tacitoaugusto@ufs.br


Resumo	Apresentamos aqui uma equação para a demanda por moeda microfundamentada em tempo contínuo e com uma função utilidade do tipo CES na moeda e no consumo. A equação relaciona a demanda por moeda com as variáveis consumo/renda e a taxa de juros. A modelagem foi aplicada para o Brasil com os dados trimestrais entre o período de 1996 a 2017. A análise de cointegração mostrou uma relação de longo prazo entre essas variáveis. Foi estimado que a elasticidade de substituição entre consumo/renda e a moeda varia no curto prazo de -0,33 a -0,48. A elasticidade da taxa de juros com relação a moeda no longo prazo varia de -0,33 a -0,36.
---------------	--

Palavras-chave	Demanda por moeda microfundamentada. Cointegração. Elasticidade consumo e moeda. Elasticidade renda e moeda. Elasticidade juros e moeda
-----------------------	---

Demand for money: A co-integration analysis for Brazil between 1996 and 2017

Abstract	Here, we present a microfoundation equation of demand for money based on continuous time and with CES utility function on money and consumption, the equation relating the money demand with the variables consumption/income and interest rate. We applied the modeling for Brazil with the quarterly data from 1996 to 2017. A cointegration analysis showed a long-term relationship between these variables. We estimate the elasticity of substitution between consumption/income and money that varies in the short-run from -0.33 to -0.48. The long-run elasticity between interest rate and money ranges from -0.33 to -0.36.
-----------------	--

Keywords:	Microfounded demand for money. Cointegration. Elasticity of consumption and money. Elasticity of income and money. Elasticity of interest rate and money.
------------------	---

	Licença de Atribuição BY do Creative Commons https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/	Submetido em 21/02/2022 Aprovado em 02/04/2022 Publicado em 05/10/2022
---	---	--

1 INTRODUÇÃO

A moeda tem sido amplamente estudada na economia. Na visão dos economistas clássicos os agentes não possuíam utilidade por ter a moeda e sim utilidade indireta pela sua utilização, a moeda servia como um meio de troca. A abordagem clássica da moeda pode ser vista em Fisher (1922) onde é analisado a relação quantidade de moeda e nível de preço.

Na visão dos economistas neoclássicos a moeda possui além da função de meio de troca também a função de reserva de valor. O nível de preço é afetado somente pela moeda que as pessoas possuem em saldo para transações, nessa teoria a demanda real por moeda (moeda dividido pelo nível de preço) é proporcional ao nível de renda. Keynes (1936) introduz a análise da relação entre a demanda real por moeda e a taxa de juros.

Em Friedman (1956) os agentes querem possuir uma certa quantidade de moeda real (ao invés da nominal) observando a quantidade como um bem que é demandado porque tem um retorno ao agente que a possui. Nessa abordagem a demanda por moeda é uma função da renda permanente (o valor presente de toda renda futura), o retorno dos ativos, retorno da moeda e a inflação esperada. Essa relação continua até os dias atuais sendo utilizada na literatura da demanda por moeda.

Com os avanços econométricos na área da cointegração surgiram vários estudos sobre as propriedades de longo prazo da equação da demanda por moeda, alguns dos mais citados são: Miller (1991), Hafer e Jansen (1991), Hoffman e Rasche (1991), Friedman e Kuttner (1992), Bhattacharya (1995), Obben (1998) e Benati e Lucas et al. (2016). Para o Brasil, Rossi (1993) estima os coeficientes da elasticidade renda, elasticidade inflação e elasticidade taxa de juros, Canêdo-Pinheiro (2011) utiliza técnicas de cointegração com quebras-estruturais endógenas para um período caracterizado por alta inflação (1970-1994), outros trabalhos para o Brasil podem ser vistos em Nakane (1994) e Cerqueira (1993).

A estrutura dos modelos econométricos para a demanda por moeda tem sido constante desde Nelson e Plosser (1982) onde foi mostrado que as variáveis macroeconômicas relevantes exibem tendências estocásticas e somente são estacionárias após a primeira diferença, além disso Engler e Granger (1987) introduziram o conceito de cointegração e o modelo com correção de erro (error-correction model). Nessa

abordagem usual estima a função da variação da demanda por moeda pela variação da taxa de juros e a variação da renda, mas somente estimar a função sem uma fundamentação microeconômica fica sujeito a crítica de Lucas (1976)¹. Ainda assim tipicamente o estudo empírico da demanda por moeda não provem de um modelo microfundamentado que justifique a especificação da função demanda por moeda (Albulesco et al.; 2016).

O modelo apresentado nesse artigo é microfundamentado seguindo McCallum e Goodfriend (1989) e McCallum (1989), essa abordagem foi utilizado por Barnett (1995), Dutkowsky e Dunsky (1996) e Dutkowsky e Atesoglu (2001).

Na seção 2 apresentamos a modelagem em que derivamos uma equação da moeda microfundamentada seguindo McCallum e Goodfriend (1989), McCallum (1989) e Dutkowsky e Atesoglu (2001) com duas diferenças, a primeira foi a utilização do problema do agente em tempo contínuo ao invés do discreto, e a segunda uma função utilidade do agente para o consumo e moeda do tipo CES. Essas diferenças levaram a uma equação microfundamentada em que a elasticidade do consumo em relação a moeda é igual a um, o que será visto que é consistente para o caso do Brasil feito na análise empírica da seção 4, fazemos ainda a equação demanda por moeda com a renda (PIB) no lugar do consumo como variável independente. Na seção 3 detalhamos a base de dados utilizada na aplicação, utilizamos os dados trimestrais para o Brasil entre o primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2017 resultando em uma amostra com 87 observações. Na seção 4 fazemos a análise empírica entre as variáveis macroeconômicas aplicando ao caso brasileiro onde foi encontrada a relação de longo prazo entre essas variáveis, estimasse ainda os coeficientes das equações microfundamentada e suas elasticidades.

2 METODOLOGIA

O agente decide em cada momento do tempo o quanto da sua dotação no período consumir e o quanto manter em moeda, essa é uma decisão contínua. A estrutura da

¹ Diferentes variáveis que entram na equação de demanda por moeda aparecem em estudos empíricos sem explícito suporte teórico (Hueng, 1998)

modelagem vista aqui é a versão contínua da modelagem discreta mostrada em McCallum e Goodfriend (1989) e McCallum (1989).

O consumidor escolhe entre consumo e serviços de transações vindas do balanço real por moeda, vamos supor ainda que a oferta de trabalho do agente é inelástica recebendo em cada momento do tempo o salário real w_t .

Assumimos um bem e dois ativos, sendo os ativos a moeda e um ativo não monetário. Vamos supor ainda que o ativo não monetário paga juros nominal R_t no período de tempo t e que a moeda não paga juros nominal no período. Assim a restrição orçamentária do agente representativo no período t é dado por $c_t + \frac{\dot{A}_t}{P_t} + \frac{\dot{M}_t}{P_t} = w_t + R_t A_t$ onde c_t é o consumo real no período t , isto é, o consumo dividido pelo nível de preço do bem P_t no período t , M_t é o balanço de moeda no período t , A_t é o ativo não monetário e \dot{A}_t e \dot{M}_t são as variações (derivadas com relação a t) do ativo não monetário e do balanço de moeda respectivamente.

Pela regra da cadeia temos que $\left(\frac{\dot{M}_t}{P_t}\right) = \frac{\dot{M}_t}{P_t} - \frac{M_t \dot{P}_t}{P_t^2} = \frac{\dot{M}_t}{P_t} - m_t \pi_t$ onde m_t é o saldo real do balanço de moeda no período t , isto é, o balanço de moeda dividido pelo nível do preço do bem e π_t é a variação do preço do bem no período t , isto é, a inflação do período, analogamente fazemos o mesmo cálculo para o nível real de ativos não financeiros $a_t = \frac{A_t}{P_t}$. Portanto podemos rescrever a restrição orçamentária como $c_t + \dot{a}_t + \dot{m}_t = w_t + (R_t - \pi_t)A_t - m_t \pi_t$. Observe por essa restrição que a moeda é um ativo que além de não ter juros nominais ainda tem rendimento real negativo perdendo valor com a inflação durante o período do tempo t .

Vamos assumir que o ativo não monetário A_t não oferece custo de transação e que seu retorno seja positivo, isto é, $R_t > 0$.

O problema do consumidor representativo no tempo contínuo com horizonte infinito, aplicando a taxa de desconto intertemporal e tendo como variáveis de decisão o consumo e a moeda é dado por:

$$\max E_0 \int_0^{\infty} e^{-\beta t} u(c_t, m_t) dt \quad (1)$$

sujeito a restrição orçamentária

$$c_t + \dot{A}_t + \dot{m}_t = w_t + R_t A_t - m_t \pi_t$$

Vamos supor ainda que $u_c > 0$ e a taxa de desconto intertemporal β é tal que $0 < \beta < 1$.

Escrevendo o nível de ativos como $b_t = A_t + m_t$ podemos rescrever a restrição orçamentária como:

$$\dot{b}_t = (R_t - \pi_t)b_t + w_t - [c_t + R_t m_t]$$

A equação acima afirma que o nível de ativos do consumidor representativo varia de acordo com a sua renda no período, isto é, $w_t + R_t A_t$ o quanto gastou com o bem de consumo c_t e o custo de oportunidade em não transformar o ativo monetário m_t no ativo não monetário A_t , ou seja, R_t .

A condição de transversalidade nesse caso é dada por $\lim_{t \rightarrow \infty} a_t e^{-\int_0^t R_v dv} \geq 0$, isto é, o agente não pode pagar suas dívidas utilizando outras dívidas no longo prazo.

O Hamiltoniano desse problema é dado por:

$$H(c_t, m_t) = E_t e^{-\beta t} u(c_t, m_t) + v_t R_t a_t + w_t - [c_t + R_t m_t]$$

Assim as condições de primeira ordem são:

$$\frac{\partial H}{\partial c}(c_t, m_t) = 0, \text{ isto é, } u_c(c_t, m_t) = \frac{v_t}{e^{-\beta t}} \quad (2)$$

$$\frac{\partial H}{\partial m}(c_t, m_t) = 0, \text{ isto é, } u_m(c_t, m_t) = \frac{v_t}{e^{-\beta t}} R_t \quad (3)$$

Portanto a equação de Euler é dada por:

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = R_t \quad (4)$$

O significado econômico da equação acima é que o consumidor mantém a proporção das taxas marginais da moeda e do consumo de forma a igualar o custo real de reter a moeda R_t , essa é a taxa real de juros que seria paga a moeda caso fosse

transformada no ativo não monetário, lembrando que para ambos os ativos monetário e não monetário recaem o custo da inflação.

Vamos utilizar uma preferência do agente representativo do tipo CES (elasticidade constante de substituição) para o consumo e a moeda como é feito em Petrucci (2000), Farmer (1997) e Albuлесcu et al. (2016), dada por:

$$u(c_t, m_t) = \frac{x(c_t, m_t)^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (5)$$

onde:

$$x(c_t, m_t) = [e^{v_{ct}} \alpha_c c_t^{1-\lambda} + e^{v_{mt}} \alpha_m m_t^{1-\lambda}]^{\frac{1}{1-\lambda}}$$

As variáveis v_{ct} e v_{mt} são respectivamente choques (constantes) no consumo e moeda e α_c e α_m são constantes, onde $t = 0, 1, 2 \dots$

Com essa função utilidade vamos derivar a partir da equação (4) uma relação entre a moeda, taxa de juros nominal, inflação e o consumo. Temos:

$$x_m(c_t, m_t) = x(c_t, m_t)^{\frac{1}{1-\lambda}-1} e^{v_{mt}} \alpha_m m_t^{-\lambda} \quad (6)$$

$$x_c(c_t, m_t) = x(c_t, m_t)^{\frac{1}{1-\lambda}-1} e^{v_{ct}} \alpha_c c_t^{-\lambda} \quad (7)$$

A razão da taxa marginal de substituição com essa utilidade é dada por:

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{x_m(c_t, m_t)}{x_c(c_t, m_t)} = \frac{e^{v_{mt}} \alpha_m m_t^{-\lambda}}{e^{v_{ct}} \alpha_c c_t^{-\lambda}} \quad (8)$$

Substituindo a equação (8) na equação (4) temos

$$\frac{e^{v_{mt}} \alpha_m m_t^{-\lambda}}{e^{v_{ct}} \alpha_c c_t^{-\lambda}} = R_t \quad (9)$$

Linearizando ambos os lados da equação (9) e rearranjando temos a relação entre moeda, consumo, taxa de juros nominal e taxa de juros da moeda.

$$\log m_t = \frac{1}{\lambda} \log(\alpha_m - \alpha_c) + \log c_t - \frac{1}{\lambda} \log R_t + \frac{1}{\lambda} (v_{mt} - v_{ct}) \quad (10)$$

Reescrevendo a equação acima temos:

$$\log m_t = \theta_0 + \log c_t + \theta_2 \log R_t + u_t \quad (11)$$

onde:

$$\theta_0 = \frac{1}{\lambda} \log(\alpha_m - \alpha_c) \quad (12)$$

$$\theta_2 = -\frac{1}{\lambda} \quad (13)$$

$$u_t = \frac{1}{\lambda} (v_{mt} - v_{ct}) \quad (14)$$

Assim a equação (11) deriva a relação entre a moeda, consumo, taxa de juros nominal e inflação de forma microfundamentada. Tradicionalmente a relação entre essas variáveis é vista com a renda (PIB per capita) como variável independente no lugar do consumo. Tem sido extensivamente mostrado na literatura a relação de longo prazo entre consumo e renda como pode ser visto em Okubo (2002), Han e Ogaki (1997) e King et al. (1991), para capturar o formato tradicional mostrado na literatura vamos utilizar a equação $\log c_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log y_t + \eta_t$. Substituindo essa equação na equação (11) temos:

$$\log m_t = \theta_0 + \gamma_0 + \gamma_1 \log y_t + \eta_t + \theta_2 \log R_t + u_t \quad (15)$$

Temos agora uma relação entre a moeda, a renda e a taxa de juros nominal.

Podemos rescrever a equação (15) na forma:

$$\log m_t = \theta'_0 + \theta'_1 \log y_t + \theta'_2 \log R_t + u'_t \quad (16)$$

onde:

$$\theta'_0 = \frac{1}{\lambda} \log(\alpha_m - \alpha_c) + \gamma_0 \quad (17)$$

$$\theta'_1 = \gamma_1 \quad (18)$$

$$\theta'_2 = -\frac{1}{\lambda} \quad (19)$$

$$u'_t = \frac{1}{\lambda} (v_{mt} - v_{ct}) + \eta_t \quad (20)$$

A partir das próximas seções analisaremos as equações (11) e (16), observe ainda que como as equações foram derivadas do modelo do agente representativo então as variáveis macroeconômicas são per capita. Ahmed e Islam (2014) afirmam que o sinal do coeficiente da elasticidade da taxa nominal de juros (isto é, θ_2) é esperado que seja negativo e o coeficiente da elasticidade da renda (isto é, θ_1') é esperado que seja positivo. Benati e Lucas et al. (2016) mostram em um estudo com 32 países e diferentes épocas temporais que a elasticidade de longo prazo da renda (isto é, θ_1') tem resultados significativos como variável exógena do modelo quando igualado a um.

3 BASE DE DADOS

Utilizaremos os dados trimestrais. Com a mudança da moeda em 1994 e a hiperinflação anteriormente vista no Brasil, não foram utilizados os dados anteriores a 1994. Além disso o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) iniciou a divulgação das contas nacionais trimestrais a partir de 1996, então toda a análise de dados que será visto aqui corresponde ao período do primeiro trimestre de 1996 até o terceiro trimestre de 2017, correspondendo a uma amostra com 87 observações.

Da equação (14) temos o saldo real do balanço de moeda $m = \frac{M}{P}$, onde M é o saldo monetário de moeda e P é o índice de preço. Vamos utilizar como saldo monetário os meios de pagamento restritos M_1 fornecido pelo Banco Central do Brasil (BACEN) e divulgado diariamente (dias úteis), para os dados trimestrais utilizaremos o primeiro dia útil posterior ao trimestre como saldo monetário.

Para o índice de preço foi utilizado o IGP-DI divulgado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas.

Para a população brasileira foi utilizado a estimativa do número de residentes divulgado pelo IBGE para o período mensal entre 1980 e projetado até 2030.

Para o saldo real do balanço da moeda foi deflacionado os meios de pagamentos restritos (M_1) pelo saldo do índice de preços IGP-DI e pela população brasileira.

O saldo real da balança de moeda per capita foi calculado dividindo o saldo real do balanço da moeda pela população brasileira.

A taxa de rendimento do ativo não monetário R_t foi utilizado a taxa de juros de longo prazo (TJLP) divulgada trimestralmente pelo Banco Central do Brasil.

Para o consumo foi utilizado as contas nacionais trimestrais do IBGE representado pela despesa de consumo das famílias, esse valor foi deflacionado pelo índice de preço IGP-DI e pela população. Para o consumo real per capita, foi feita a divisão do consumo real deflacionado pela população.

Para a renda y_t foi utilizado o PIB trimestral fornecido pelo IBGE deflacionado pelo IGP-DI e pela população brasileira. O PIB per capita foi calculado dividindo a renda deflacionada pela população brasileira.

Foi utilizado o software eviews 8 para fazer o teste da raiz unitária utilizando o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) onde foi visto que as séries temporais acima são integradas de ordem 1.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

Nesta seção estimaremos os coeficientes das equações (11) e (16). Como vimos na seção anterior as séries temporais que aparecem nas equações são integradas de ordem 1, conseqüentemente para estabelecer uma relação de longo prazo é necessário fazer os testes de cointegração. Foi utilizado dois testes de cointegração de Johansen e Juselius (1990) são eles o traço e o autovalor máximo, ambos os testes foram realizados no software eviews 8.

Em uma análise com 32 países Benati e Lucas et al. (2016) utilizando a hipótese que a elasticidade de substituição entre a moeda e renda (PIB) é igual a um obteve resultados significativos quando comparado ao caso em que essa elasticidade é diferente de um. Assim como também é feito em Dutkowsky e Atesoglu (2001) vamos assumir dois tipos de estimação para as equações (11) e (16), o caso com uma hipótese adicional de que a elasticidade do consumo/renda é igual a um, o que chamaremos de modelo restrito, e o caso em que não fixamos a elasticidade do consumo/renda, o que chamaremos

de modelo irrestrito. Podemos interpretar que o modelo irrestrito representa o curto prazo da economia onde esse parâmetro pode ser diferente de um e o modelo restrito é o longo prazo da economia onde o valor é igual a um. Observe pela equação (11) que a elasticidade derivada da modelagem para o consumo é igual a um.

Para a estimação incluímos o *time trend*, o motivo é que as estimativas sem o *time trend* levou ao coeficiente do consumo/renda com valor pequeno ou até negativo, mostrando a necessidade da sua inclusão. Por sua significância foi permitido o *time trend* linear no teste de cointegração para todas as variáveis. O cálculo do *lag length* ótimo utilizou o critério de informação bayesiano (Schwartz, 1978).

Os resultados dos testes de cointegração e os valores dos coeficientes são mostrados na tabela 1. Ao nível de confiança de 5% em ambos os testes de cointegração podemos rejeitar a hipótese nula de que não existe cointegração nos modelos restritos consumo/renda e no modelo irrestrito renda, ao nível de significância de 1% podemos rejeitar a hipótese nula que não existe cointegração no modelo irrestrito renda, no modelo restrito consumo e no teste do autovalor máximo no modelo restrito renda. Observe também que o coeficiente calculado para o modelo irrestrito consumo tem como coeficiente 0,99 muito próximo ao coeficiente do modelo restrito e que foi visto a relação de longo prazo, como também derivado na modelagem na equação (11). Podemos concluir pelos dados da tabela 1 que existe a relação de longo prazo entre o saldo real do balanço da moeda per capita com o consumo per capita/renda per capita e o custo de reter a moeda (taxa de juros de longo prazo).

Podemos observar da tabela 1 que o coeficiente do custo de reter a moeda (taxa de juros de longo prazo) são negativos o que segue a literatura econômica de que o crescimento da taxa de juros implica em uma redução na demanda por moeda na economia, a estimação por sua vez mostra a ordem de grandeza entre esses resultados, isto é o que ocorre com a demanda por moeda pela variação percentual da taxa de juros, variando no curto prazo de -0,332 a -0,477 e no longo prazo de -0,331 a -0,358. Esse coeficiente possui pouca variação e se aproxima do valor -0,5 de longo prazo encontrado por Benati e Lucas (2016).

Da equação (4) a elasticidade de substituição entre o consumo/renda e a moeda iguala ao coeficiente do custo de reter a moeda, portanto pela tabela 1 no curto prazo varia de -0,332 a -0,477 e no longo prazo de -0,331 a -0,358.

Tabela 1: Estimação e cointegração para a demanda por moeda

Modelo	Consumo	PIB (renda)	Consumo	PIB (renda)
Coeficientes estimados				
Consumo/renda	0,995 (0,172)	0,692 (0,156)	1,00	1,00
custo de reter moeda	-0,332 (0,069)	-0,477 (0,099)	-0,331 (0,063)	-0,358 (0,062)
Time trend	-0,022 (0,00099)	-0,020 (0,00122)	-0,022 (0,00083)	-0,019 (0,00081)
Testes de cointegração				
Traço				
$r = 0$	37,68	47,29*	35,60*	29,72**
$r \leq 1$	17,08	14,13	5,49	5,49
$r \leq 2$	5,85	5,08		
Autovalor máximo				
$r = 0$	20,60	48,90*	30,10*	25,16*
$r \leq 1$	11,22	24,90	5,49	4,56
$r \leq 2$	5,85	5,42		
Lag Length	4	4	5	5

Os erros estão entre os parênteses. O *, ** denotam significância ao nível de 1% e 10% respectivamente baseado nos valores em Osterwald-Lenum (1992). Fonte: Feito pelos autores utilizando os dados do IBGE, BACEN e FGV.

Foi utilizado o índice de preço o IGP-DI ao invés do IPCA, essa escolha se deve a tendência estacionária que o IPCA tem para o período analisado (posterior ao plano real), fato observado na base de dados utilizada nesse artigo e já tinha sido observado em Cassiano (2003) e em Maia e Cribari-Neto (2006).

5 CONCLUSÃO

A equação de demanda por moeda visto aqui é microfundamentada seguindo McCallum e Goodfriend (1989) e McCallum (1989) e Dutkowsky e Atesoglu (2001) com a diferença da modelagem ser em tempo contínuo e função utilidade do agente

representativo ser consumo e moeda. A mudança na modelagem ocorre por observar que o estimador do consumo na equação (11) é igual a um, valor esse encontrado na análise empírica para o Brasil mostrado na seção 4. O tempo contínuo na decisão do agente representativo entre o quanto consumir e o quanto reter em moeda torna a modelagem mais próximo da realidade do que quando ocorre a decisão do consumidor no tempo discreto já que os agentes podem decidir a cada momento do tempo.

Os testes de cointegração do traço e autovalor máximo de Johansen e Juselius (1990) mostraram uma relação de longo prazo entre as variáveis do saldo real do balanço de moeda per capita, consumo/renda e o custo de reter a moeda (taxa de juros). Separamos ainda a aplicação no caso de curto prazo em que o estimador da variável independente consumo/renda pode ser diferente de um e de longo prazo em que esse estimador é igual a um. Ambos cenários apresentaram resultados semelhantes que comprovam que os estimadores são diferentes de zero a um nível de confiança de 5% tanto para o modelo de curto prazo como para o modelo de longo prazo. Calculamos a elasticidade de substituição entre a moeda e o consumo/renda que varia para o modelo de curto prazo de -0,33 a -0,47 e para o modelo de longo prazo de -0,33 a -0,36, esse valor de longo prazo é próximo da elasticidade de substituição da renda em relação a moeda de -0,5 encontrada em Benati e Lucas et al. (2016).

6 REFERÊNCIAS

Albulescu, C. T., Pépin, D. e Miller, S.; (2016); The microfoundations of an open economy money demand: An application to the Central and Eastern European countries.

Ahmed S. e Islam E.; (2014) The Bangladesh Development Studies, Vol. 31, No. 1, pp. 103-120

Barnett, W. A. (1995); Exact aggregation under risk. In Social choice, welfare, and ethics, edited by W.A. Barnett, H. Moulin, M. Sales, and N. J. Schofield. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 353-74.

Benati L., R. E. Lucas Jr., J. P. Nicolini. e Weber, W.; (2016), International evidence on long run money demand. NBER Working Paper, 22475.

Bhattacharya, R.; (1995). Cointegrating Relationships in the Demand for Money in India. The Indian Economic Journal 43, no. 1: 69-75.

Canêdo-Pinheiro, M.; (2011), Modelo de Cagan e quebras estruturais: evidências para o brasil (1970-94), Economia Aplicada 15(2), 151-176.

Cassiano, K.; (2003), Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira. Dissertação de mestrado, Departamento de Estatística, Universidade Federal de Pernambuco.

Cerqueira, L. F.; (1993), Demanda por Moeda Regressões Espúrias e Níveis de Instabilidade Hiperinflacionárias. 226 f. Dissertação de Mestrado - Curso de Economia, Departamento de Economia, PUC, Rio de Janeiro.

Dutkowsky, D. H. e Atesoglu, H. S.; (2001), The demand for money: A structural econometric investigation. Southern Economic Journal, 68(1), 92-106.

Dutkowsky, D. H. e Dunsky, R. M.; (1996), Intertemporal Substitution, Money, and Aggregate Labor Supply. Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 28, No. 2, May.

Engle, R. F. e Granger, C. W. J.; (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica 55: 251-276.

Farmer R. E. A.; (1997) Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, No. 4, Part 2: Dynamic Effects of Monetary Policy, pp. 568-611

Fisher, I.; (1922), The Purchasing Power of Money, its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises, by Irving Fisher, assisted by Harry G. Brown. New York: Macmillan, New and Revised Edition.

Friedman, M.; (1956), The quantity theory of money – a restatement. In Studies in the Quantity Theory of Money, ed. M. Friedman, Chicago: University of Chicago Press.

Friedman, M. e Kuttner, K. N.; (1992), Money, Income, Prices, and Interest Rates. American Economic Review, American Economic Association, vol. 82(3), pages 472-492, June.

Hafer, R. W. e Jansen, D. W.; (1991), The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests. *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 23(2), pages 155-168, May.

Han, H. L. e Ogaki, M.; (1997), Consumption, income and cointegration. *International Review of Economics and Finance*, 6(2), 107-117

Hoffman, Dennis L. e Rasche, Robert H.; (1991), Long-Run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 73(4), pages 665-674, November.

Hueng, C. J.; (1998), The demand for money in an open economy: Some evidence for Canada. *North American Journal of Economics and Finance* 9, 15-31.

Johansen S. e Juselius K.; (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.

Keynes, J. M.; (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London Macmillan. Print.

King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. e Watson, M. W.; (1991), Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review* 81:819-40

Lucas, R.; (1976), Econometric policy evaluation: A critique. in *The Phillips Curve and Labor Markets*, K. Brunner and A. Meltzer (eds.), 19-46, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1. New York: American Elsevier.

Maia, André L. S. e Cribari-Neto F.; (2006), Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica. *Revista Brasileira de Economia*, 60 (2): 153-165.

McCallum, Bennett T.; 1989. *Monetary economics: Theory and policy*. New York: MacMillan Press

McCallum, B. T. e Goodfriend M. S.; (1989). Demand for money: Theoretical studies. In *The New Palgrave: Money*, edited by John Eatwell, Murray Milgate e Peter Newman. New York: W.W. Norton, pp.117-30

Miller, S. M.; (1991), Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling. *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 23(2), pages 139-154, May.

Nakane, M. I.; (1994), Testes de Exogeneidade e de Superexogeneidade para a Demanda por Moeda no Brasil. 1994. 164 p. Dissertação (Mestrado) – 18 o Prêmio BNDES de Economia, Rio de Janeiro.

Nelson, C. R. e Plosser, C. I.; (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics* 10: 139-162.

Obben, J.; (1998), The demand for money in Brunei. *Asian Economic Journal*, 12(2), pp. 109-121.

Okubo, M.; (2002), Long-Run Relationship Between Consumption And Income In Japan: Tests Of The Deterministic Cointegration Restriction. *Journal of the Japanese and International Economies* 16: 253–278.

Osterwald-Lenum, M.; (1992), A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), pp. 461–472.

Petrucci A.; (2000) *Recherches Économiques de Louvain / Louvain Economic Review*, Vol. 66, No. 1, pp. 21-32

Rossi, J. W.; (1993), *A Demanda por Moeda no Brasil: Uma Análise de Cointegração*. Rio de Janeiro, IPEA, (Texto para discussão, 325).