



**Pró-Reitoria Acadêmica  
Escola de Humanidades, Negócios e Direito  
Especialização em Econometria e Métodos  
Quantitativos em Finanças  
Trabalho de Conclusão de Curso**

**CAUSALIDADE DE CURTO E LONGO PRAZO DA DEMANDA  
POR MOEDA NO BRASIL**

**Autor: Lailson Vilela Sales  
Orientador: Carlos Enrique Carrasco Gutierrez**

**Brasília - DF  
2019**

**LAILSON VILELA SALES**

**CAUSALIDADE DE CURTO E LONGO PRAZO DA DEMANDA POR MOEDA NO  
BRASIL**

Artigo apresentado ao curso de pós  
graduação em econometria e métodos  
quantitativos em finanças

Orientador: Carlos Enrique Carrasco  
Gutierrez – Doutor em Economia

Brasilia  
2019

## RESUMO

Vilela Sales, Lailson. Causalidade de Curto e Longo Prazo da Demanda por moeda no Brasil, 2019. Trabalho de conclusão de curso de pós graduação em Econometria e Métodos Quantitativos em Finanças. Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2019.

Esse estudo tem como objetivo verificar a causalidade de curto e longo prazo dos determinantes do modelo da demanda por moeda no período de 1996 a 2018. Usamos um modelo vetorial autorregressivo com mecanismo de correção de erros (VEC) e testes independentes sobre a relação de longo prazo e de curto prazo entre as variáveis M1, PIB e Selic. Adicionalmente verificamos a estabilidade dos resultados considerando as variáveis Câmbio, Consumo e Investimento agregado no modelo. Os resultados mostram que há evidências de causalidade da variável PIB e Selic na demanda de moeda M1. Os resultados se mantêm quando acrescentamos no modelo as outras variáveis.

**PALAVRAS-CHAVE:** Demanda por moeda, M1, Cointegração, VAR

## **ABSTRACT**

This study aims to verify the short and long term causality of the determinants of the currency demand model from 1996 to 2018. We used an autoregressive error correction mechanism (VEC) vector model and independent long-term relationship tests. Term and short term variables between the variables M1, GDP and Selic. Additionally we verified the stability of the results considering the variables Exchange, Consumption and Aggregate Investment in the model. The results show that there is evidence of causality of the variable GDP and Selic in the demand for money M1. The results are maintained when we add the other variables to the model.

**KEYWORDS:** Demand for money, M1, Cointegration, VAR

## 1. Introdução

A demanda por moeda é feita pelos agentes econômicos: famílias, firmas, governo e setor externo. As famílias e as firmas precisam de moeda para fazer seus pagamentos, manter encaixes monetários preventivos ou para especular. O governo precisa de dinheiro para financiar seus gastos e o setor externo precisa de moeda nacional para investir e adquirir bens produzidos nos países. Assim todos os agentes demandam moeda por três motivos: transação, precaução e especulação.

Tradicionalmente, a demanda por moeda de curto e longo prazo é de grande preocupação tanto para os economistas quanto para os formuladores de políticas. A elasticidade renda mede a velocidade da expansão monetária no curto e longo prazo, enquanto a elasticidade da taxa de juros representa a disposição do agregado familiar de manter dinheiro no que diz respeito à mudança da política monetária. Além disso, o esforço do banco central controlar a oferta de moeda e selecionar instrumentos de política válidos depende crucialmente da relação entre a quantidade de moeda e alguns indicadores-chave da economia real. Inúmeros esforços foram feitos para investigar as questões acima para ambos países desenvolvidos e em desenvolvimento na literatura, por exemplo, Judd e Scadding (1982), Ericsson (1998) e Sriram (2001).

Uma função de demanda de moeda estável é geralmente considerada essencial para a formulação e condução de política monetária, uma vez que permitem que uma mudança impulsionada por políticas nos agregados monetários tenha uma influência previsível sobre a produção, taxas de juros e, finalmente, preço (Sriram, 2001). Um esforço considerável foi feito na literatura empírica nos países industrializados e em desenvolvimento para determinar os fatores que afetam no longo prazo, a demanda por moeda e a estabilidade da relação entre esses fatores e vários agregados monetários.

A maioria das pesquisas sobre a demanda por moeda até os anos 1980 foram realizadas pelo chamado ajuste parcial de modelos em que a demanda por moeda real é formulada em função de uma variável de escala e um vetor de variáveis de custo de oportunidade. Os estudos empíricos sobre a demanda por moeda estão concentrados nos países desenvolvidos. Nos países em desenvolvimento, incluindo-se nesse grupo o Brasil, a demanda por moeda é demonstrada por meio de uma teoria quantitativa da moeda básica.

Dessa forma, o presente artigo procura analisar a causalidade de curto e longo prazo da demanda por moeda (M1) por parte dos agentes econômicos bem como estudar as suas variações quando combinadas com as oscilações das variáveis PIB, Taxa de Câmbio, Taxa de Juros Over Selic, Consumo das Famílias e Investimento agregado.

## 2. Revisão Bibliográfica

Ao usar modelos macroeconômicos para prever o impacto da política monetária é essencial que cada relacionamento no modelo seja estável ao longo do tempo. Uma das relações que mais recebeu atenção na literatura é a função demanda por moeda. Pesquisadores tentaram estimar as elasticidades da demanda por moeda em relação à sua determinante usando os resultados para fazer uma previsão sobre a futura taxa de crescimento dos saldos monetários. Para realizar

uma previsão precisa, as elasticidades devem ser estáveis ao longo do tempo. Goldfeld (1976) usou sua formulação realizada em 1973, e conseguiu prever balanços monetários reais, indicando que a demanda de dinheiro nos EUA havia mudado. A descoberta de Goldfeld motivou outros a reexaminar a estabilidade da função de demanda de dinheiro para outros países.

Estudos iniciais utilizavam métodos econométricos tradicionais, como os métodos de Quandt, teste da relação de log-verossimilhança, teste de Chow e procedimento variável fictício para detectar instabilidade estrutural na função demanda por moeda. No entanto, mais recentes estudos como Hoffman e Rasche (1991), Haler e Jansen (1991), Miller (1991), McNown e Wallace (1992), que investigaram a estabilidade da demanda por moeda dos EUA, confiaram na técnica de cointegração.

A origem da inclusão da taxa de câmbio na função de demanda de moeda remonta a Mundell (1963), que indicou que a demanda por dinheiro poderia dependem da taxa de câmbio, além de renda e taxa de juros sem fornecendo qualquer argumento persuasivo e sem estimar qualquer perda de equação de demanda. Arango e Nadiri (1981) argumentaram que uma depreciação moeda nacional (ou uma valorização de moeda estrangeira) eleva a moeda nacional valor da moeda dos ativos estrangeiros de um indivíduo. Se esse aumento é percebido como um aumento na riqueza, a demanda por moeda poderia aumentar. Usando método *two-stage-least-squares*, eles estimaram uma função de demanda por Canadá, Alemanha, Reino Unido e os EUA e mostrou que, embora a taxa de câmbio em si não carregava um coeficiente significativo, a taxa de câmbio esperada Além disso, os testes de estabilidade revelaram que houve alguma deterioração na estabilidade das funções de demanda de dinheiro para o Canadá e os EUA sobre Por outro lado, Bahmani-Oskooee e Pourheydarian (1990, p. 919) argumentaram que, após a depreciação da moeda nacional, se o público esperar mais depreciação ou uma maior valorização da moeda estrangeira, eles exigiria mais moeda estrangeira e menos moeda nacional, levando a uma diminuição na sua demanda. Os últimos autores, que usaram o método OLS padrão, mostraram que a taxa de câmbio é um fator determinante da demanda por moeda no Canadá e nos EUA. De fato, para os EUA McKinnon *et al.* (1984, p. 1133) argumentam que mudanças de carteira entre ativos em dólar e em moeda estrangeira poderiam desestabilizar a demanda por moeda, a menos que incluamos a taxa de câmbio efetiva do dólar como variável explicativa adicional na equação monetária básica.

### **3. Metodologia**

#### **3.1 Modelo de oferta monetária**

A definição de moeda varia entre os países devido a características institucionais ou decisões arbitrárias. Ericsson e Sharma (1996) argumentam que, embora seja fácil controlar agregados estritamente definidos, eles são menos úteis na análise de políticas, porque sua relação com preço e produto está sujeita a considerável variabilidade.

A tradicional função de demanda de moeda de longo prazo geralmente assume a seguinte forma:

$$\frac{M}{P} = L(y, r) \quad (1)$$

onde  $M/P$  representa a demanda por saldos monetários reais definidos pela razão entre o agregado monetário selecionado termos M1 e o índice geral de preços P,  $L(\cdot, \cdot)$  denota uma função que geralmente assume a forma log-linear (ou semi-log-linear),  $y$  denota variável de escala que reflete a atividade econômica (PIB) e  $r$  a taxa de juros.

Dessa forma, consideramos para o modelo padrão a equação de regressão para a demanda moeda:

$$M_1 = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 Selic_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $M_1$  denota demanda por saldo real (moeda),  $Y_t$  é o PIB real,  $r_t$  é a taxa de juros Selic,  $\varepsilon$  denota o termo de erro.

O modelo acima pode ser consistentemente estimado usando o método de mínimos quadrados ordinários (OLS) quando as variáveis são cointegradas. Embora o estimador OLS seja (super) consistente, geralmente é assintoticamente enviesado e ineficiente quando existe problema de endogeneidade na Equação. Assim, geralmente, os testes estatísticos baseados no estimador OLS são inválidos. Há muitos métodos para a estimativa eficiente do coeficiente nos estudos anteriores, por exemplo, OLS (FM-OLS) totalmente modificado (Phillips & Hansen, 1990), o uso da aproximação da peneira (Saikkonen, 1992; Stock & Watson, 1993), regressão de cointegração canônica (CCR) (Park, 1992) entre outros.

É bastante natural perguntar se a relação estável de longo prazo é constante ou depende do tempo. Pode ser difícil representam a relação de longo prazo com um vetor de parâmetros constante na presença de mudanças estruturais. No entanto, a regressão de cointegração tradicional pressupõe implicitamente a relação de longo prazo constante entre as variáveis de séries temporais.

A instabilidade dos parâmetros pode ser uma das possíveis razões para a falha empírica da tradicional regressão de cointegração modelo. Com base nisso estimamos mais uma equação acrescentando mais uma variável, nesse caso a taxa de câmbio.

$$M1 = \alpha + \beta_1 PIB_t + \beta_2 Selic_t + \beta_3 Câmbio_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Os estimadores padrões de mínimos quadrados ordinários (OLS) podem ser usados para estimar a equação acima bem como a apresentada abaixo com a inclusão de mais duas variáveis, o Consumo das famílias e Investimentos.

$$M1 = \alpha + \beta_1 PIB_t + \beta_2 Selic_t + \beta_3 Câmbio_t + \beta_4 Consumo_t + \beta_5 Investimento_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

### 3.2 Modelo VAR e VECM

Considere o modelo de vetor autoregressivo de ordem  $p$ , VAR( $p$ ):

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que  $y_t$  é o vetor de  $n$  séries integradas de primeira ordem,  $I(1)$ ;  $c$  é um vetor de constantes de dimensão  $n \times 1$ ;  $\phi_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, p$ , são matrizes de  $n \times n$ ; e  $\varepsilon_t \sim Normal(0, \Omega)$ ,  $E(\varepsilon_t) = 0$  e  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_\tau) = \{\Omega, \text{ se } t = \tau \text{ e } 0_{n \times n}, \text{ se } t \neq \tau$ , em que  $\Omega$  não é singular}. O modelo 5 pode ser escrito como:

$$\Pi(L) y_t = \varepsilon_t \quad (6)$$

em que  $\Pi(L) = I_n - \sum_{j=1}^p \theta_j L^j$  e  $L$  representa o operador de defasagem. Ademais, para  $L = 1$  temos  $\Pi(1) = I_n - \sum_{j=1}^p \theta_j$ . Consideramos as restrições de cointegração ao impor as seguintes hipóteses na matriz  $\Pi(\cdot)$ :

- I. O posto ( $\Pi(1)$ ) =  $r$ ,  $0 < r < n$ , tal que  $\Pi(1)$  pode ser expresso como  $\Pi(1) = -\alpha\beta'$ , onde  $\alpha$  e  $\beta'$  são matrizes  $n \times r$  com coluna de posto completo  $r$ .
- II. A equação característica  $|\Pi(1)| = 0$  tem  $n - r$  raízes iguais a 1 e todas as demais estão fora do círculo unitário.

Estas restrições implicam que  $y_t$  é cointegrado de ordem (1, 1). Os elementos de  $\alpha$  são coeficientes de ajuste e as colunas de  $\beta$  formam o espaço de cointegração. Decompondo a matriz polinomial  $\Pi(L) = \Pi(1)L + \Pi^*(L)\Delta$ , onde  $\Delta = (1 - L)$  é o operador de diferença, obtém-se o modelo vetorial de correção de erros:

$$\Delta y_t = c + \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $\alpha\beta' = -\Pi(1)$ ,  $\Gamma_j = -\sum_{k=j+1}^p \theta_k$  ( $j = 1, 2, \dots, p - 1$ ) e  $\Gamma_0 = I_n$ . Para  $p = 1$  o modelo (7) contém apenas o componente de longo prazo.

Testamos a relação de causalidade entre as variáveis de curto e de longo prazo no modelo (7). Seja o modelo VAR( $p$ ) para um vetor  $y_t$  contendo as variáveis  $y_t = [M1_t \text{ PIB}_t \text{ SELIC}_t]'$ , sendo todas integradas de ordem um,  $y_t \sim I(1)$ . Considere também a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis,  $r = 1$ . Logo os vetores  $\alpha$  e  $\beta$  são definidos como:

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{1,1} \\ \alpha_{2,1} \\ \alpha_{3,1} \end{bmatrix} \text{ e } \beta = \begin{bmatrix} \beta_{1,1} \\ \beta_{2,1} \\ \beta_{3,1} \end{bmatrix}$$

O modelo vetorial de correção de erro contém três equações para cada uma das variáveis  $M1_t$ ,  $\text{PIB}_t$  e  $\text{SELIC}_t$  definidas como:

$$\Delta M1_t = c_1 + \alpha_{1,1} \varphi_1 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1,j} \Delta M1_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{1,j} \Delta \text{PIB}_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \psi_{1,j} \Delta \text{SELIC}_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$



$$\Delta PIB_t = c_2 + \alpha_{2,1}\varphi_1 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{2,j} \Delta M1_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{2,j} \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{2,j} \Delta SELIC_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta SELIC_t = c_3 + \alpha_{3,1}\varphi_1 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{3,j} \Delta M1_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{3,j} \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{3,j} \Delta SELIC_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

em que  $\varphi_1 = M1_{t-1} + (\beta_{2,1}/\beta_{1,1})PIB_{t-1} + (\beta_{3,1}/\beta_{1,1})SELIC_{t-1}$  é a equação normalizada. Na estrutura do VECM proposta acima, as variáveis são influenciadas tanto no longo prazo pelos termos de correção de erro  $\varphi_1$ , como no curto prazo pelas variáveis defasadas  $\Delta M1_{t-j}$ ,  $\Delta PIB_{t-j}$  e  $\Delta SELIC_{t-j}$ .

### 3.3 Testes de endogeneidade

No teste de exogeneidade forte testamos a significância conjunta dos coeficientes das variáveis em diferença ( $\theta_{i,j}$ ) com os coeficientes de correção de erro ( $\alpha_{i,j}$ ), ou seja, um teste de Wald para testar a hipótese de que  $H_0: \alpha_{i,j} = 0, \theta_{i,j} = 0$ . Este teste indica apenas que existe uma relação de causalidade entre as variáveis, não distingue se essa relação é de curto ou de longo prazo. A realização dos testes de causalidade, portanto, são condicionados ao teste de exogeneidade forte, ou seja, apenas se essa condição for satisfeita, são testadas as relações de curto prazo e de longo prazo individualmente, o que seriam testes de exogeneidade fraca.

Para testar a causalidade de curto prazo no sentido  $PIB_t$  Granger causa  $M1_t$  usamos a equação (8) onde é feito um teste conjunto sobre os coeficientes  $\theta_{1,j}$ , com  $j = 1, 2, \dots, p - 1$ . Verificamos se as mudanças em  $PIB_t$  são capazes de prever o comportamento de  $M1_t$ . A hipótese nula do teste é de que não há causalidade de Granger de  $PIB_t$  para  $M1_t$ . Nesse caso, a direção da causalidade se dá pelo sinal obtido na soma dos parâmetros  $\theta_{1,j}$  estimados associados à variável  $PIB_t$ .

As relações de causalidade de longo prazo são definidas se duas condições forem satisfeitas: se pelo menos um dos termos de correção de erro  $\alpha_{i,j}$  forem significativos e se os respectivos vetores de cointegração  $\beta$  forem significativos. Por exemplo, as exportações ( $PIB_t$ ) Granger causam produtividade do trabalho ( $PIB_t$ ) no longo prazo se: (1)  $\alpha_{1,1}$  e/ou  $\alpha_{1,2}$  forem significativos; (2) se  $\beta_{2,1}/\beta_{1,1}$  for diferentes de zero<sup>1</sup>. A significância do termo de correção de erro é definida diretamente da estimação da equação 7. A significância conjunta do vetor de cointegração pode ser definida pelo seguinte teste: a exclusão de  $PIB_t$  no longo prazo pode ser expressa pela hipótese<sup>2</sup>  $H_0: \beta = H\phi$  onde:

<sup>1</sup> Como existe um vetor de cointegração ( $r = 1$ ) o teste é verificando apenas pela significância de  $\beta_{2,1}/\beta_{1,1}$ . A magnitude dos vetores de cointegração se alteram com a normalização dos parâmetros, mas a significância estatística permanece inalterada com a normalização.

<sup>2</sup> As diferentes hipóteses sobre  $\alpha$  e  $\beta$  são discutidas com mais detalhes por Johansen e Juselius (1990) e por Johansen (1991).

$$H = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

em que  $\phi$  é uma matriz de parâmetros desconhecidos. Implica que  $\beta_{2,1} = 0$ . Sobre a hipótese nula, a estatística do teste de Wald segue uma distribuição  $\chi^2$  com dois graus de liberdade.<sup>3</sup> A direção da causalidade de  $PIB_t$  para  $M1_t$ , nesse caso, se dá pelo sinal de  $\alpha_{1,1}\beta_{2,1}$ .

## 4. Resultados

### 4.1 Base de dados

Os dados sobre produto interno bruto (PIB), consumo das famílias e investimento agregado foram obtidos através do portal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As séries de oferta monetária (M1), taxa de câmbio nominal, taxa de juros - Over/Selic e o índice de preços IGP-DI foram obtidos no portal do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). O consumo das famílias corresponde ao valor dos bens e serviços adquiridos pelos indivíduos para a satisfação de seus desejos. O investimento agregado corresponde à formação bruta de capital fixo mais a variação de estoques da economia, advindo do setor público e do setor privado. O produto interno bruto corresponde à soma de todos os bens e serviços finais produzidos no Brasil em um dado período de tempo.

A oferta monetária refere-se ao papel moeda em poder do público mais os depósitos à vista nos bancos comerciais. Em outras palavras, refere-se à parcela dos meios de pagamento, segundo o conceito restrito de moeda (M1), que engloba os depósitos à vista efetivamente movimentáveis por cheques, prontamente disponíveis para pagamento de bens e serviços e aceitos como moeda.

A taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), que é o preço relativo entre a moeda de dois países, é expressa no Brasil e na maioria dos países pela cotação do incerto, também conhecida por método direto. Na cotação do incerto, a taxa de cambio é o preço da moeda estrangeira expressa em moeda nacional.

A taxa Overnight/Selic é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se à média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia.

Os dados estão em frequência trimestral apresentados são apresentados em termos reais, deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) no período que vai do primeiro trimestre de 1996 ao último trimestre de 2018.

### 4.2 Teste de raiz unitária e cointegração

A tabela 1 apresenta dos resultados do teste de hipótese de raiz unitária por meio dos testes Dickey-Fuller GLS detrended (DF-GLS), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), e NG-Perron (NgP). Os resultados obtidos apontam que todas as séries possuem raiz unitária em nível e que todas são

<sup>3</sup> Quando  $r = 1$ , a estatística do teste segue uma distribuição  $\chi^2$  com um grau de liberdade.

estacionárias em primeira diferença, para cada um dos países estudados. Portanto, todas as séries são integradas de primeira ordem, I(1).

**Tabela 1.** Testes de raiz unitária

Variáveis	Em nível				Primeira diferença			
	DF-GLS <sup>A</sup>	PP <sup>B</sup>	KPSS <sup>C</sup>	NgP <sup>D</sup>	DF-GLS	PP	KPSS	NgP
M1	0,22	-3,17**	1,13***	0,39	-7,78***	-7,84***	0,45*	-4,66***
PIB	0,24	-0,43	1,09***	0,27	-6,60***	-7,12***	-0,23	-0,85
Selic	0,17	-1,59	1,06***	0,13	-2,30**	-6,61***	0,04	-0,58
Câmbio	0,17	-1,64	0,54**	0,29	-8,32***	-8,20***	0,15	-4,70***
Consumo	0,50	-0,24	1,04***	0,50	-7,61***	-7,56***	0,23	-1,09
Investimento	-1,01	-1,47	0,81***	-1,33	-9,07***	-9,03***	0,14	-2,22**

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam rejeição da hipótese nula do teste a, respectivamente, 10%, 5% e 1% de níveis de significância. Testes aplicados para equações com constante e sem tendência. A - Foi utilizado o método de Schwarz. B - Foi utilizado o método Bartlett kernel com Newey-West Bandwidth. C - O teste KPSS tem hipótese nula de estacionariedade. Foi utilizado o método Bartlett kernel com Newey-West Bandwidth. D - Para o teste Ng-Perron foi utilizado o método AR GLS-detrended com Modified Akaike. Considera-se a estatística do teste MZt.

A tabela 2 mostra os resultados do teste de cointegração de Johansen, testes do traço e máximo autovalor. Observamos que há em todos os casos a existência de um vetor de cointegração.

**Tabela 2.** Estatísticas dos testes de traço e máximo autovalor para o teste de cointegração de Johansen

Modelo <sup>a</sup>		Traço	Máximo autovalor
Modelo 1 (p=4)	r = 0	96,63***	81,52***
	r ≤ 1	15,12*	13,54*
	r ≤ 2	1,58	1,58
Modelo 2 (p=2)	r = 0	52,74**	33,20***
	r ≤ 1	19,54	12,07
	r ≤ 2	7,46	6,00
	r ≤ 3	1,46	1,46
Modelo 3 (p=1)	r = 0	95,75***	40,08***
	r ≤ 1	69,82	33,88
	r ≤ 2	47,86	27,58
	r ≤ 3	29,80	21,13
	r ≤ 4	15,49	14,26
	r ≤ 5	3,84	3,84

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam rejeição da hipótese nula do teste a, respectivamente, 10%, 5% e 1% de níveis de significância. a - O número de defasagens (p), entre parêntesis, é definido de acordo com os critérios Akaike (AIC), Schwartz(SC) e Hannan–Quinn (HQ). A ordem de defasagem foi encontrada pelos critérios de informação, HQ, SC, AIC, sendo p=4 para o modelo 1, p=2 para o modelo 2 e p=1 para o modelo 3.

A tabela 3 apresenta os resultados dos testes de exogeneidade forte para o modelo padrão 1 e modelo 2. Não foi possível gerar resultados para o modelo 3 devido a ordem p=1. Para o modelo padrão vemos que há causalidade no sentido forte do PIB em M1 e da Selic no M1 assim como a teoria indica. Vemos também existe uma causalidade forte do M1 na Selic em todos os casos o resultado foi ao 5% do nível de significância.

No modelo 2 vemos que há causalidade forte do PIB em M1 e da Selic no M1e também do Câmbio em M1 ao nível de 5% de significância. Vemos que os três fatores do modelo influenciam fortemente da demanda de moeda M1. Além disso o câmbio influencia no sentido forte a variável PIB.

Vemos que há estabilidade dos resultados quando uma variável é adicionada no modelo.

**Tabela 3.** Estatística F do teste de exogeneidade forte para significância conjunta dos parâmetros de curto e de longo prazo.

Modelo 1	
Causalidade	F-statistic
$PIB_t \rightarrow M1_t$	32,85***
$Selic_t \rightarrow M1_t$	22,90***
$M1_t \rightarrow PIB_t$	2,09*
$Selic_t \rightarrow PIB_t$	2,31*
$M1_t \rightarrow Selic_t$	7,50***
$PIB_t \rightarrow Selic_t$	0,73
Modelo 2	
Causalidade	F-statistic
$PIB_t \rightarrow M1_t$	20,71***
$Selic_t \rightarrow M1_t$	11,94***
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow M1_t$	9,81***
$M1_t \rightarrow PIB_t$	0,26

Selic <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	0,41
Câmbio <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	9,96***
M1 <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	2,07
PIB <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	2,12
Câmbio <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	2,28
M1 <sub>t</sub> → Câmbio <sub>t</sub>	0,61
PIB <sub>t</sub> → Câmbio <sub>t</sub>	0,68
Selic <sub>t</sub> → Câmbio <sub>t</sub>	1,99

Fonte: Elaboração própria. Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam rejeição da hipótese nula de não causalidade a, respectivamente, 10%, 5% e 1% de níveis de significância.

O teste de exogeneidade forte indica apenas que existe de causalidade entre as variáveis, mas não distingue se essa relação é de curto ou de longo prazo. As relações individuais de causalidade de curto e de longo prazo são testadas separadamente pelos testes de exogeneidade fraca.

A seguir apresentamos os resultados do teste de exogeneidade fraca de curto e de longo prazo.

Tabela 4. Estatística F do teste de causalidade de Granger e direção da causalidade de curto prazo.

Modelo 1		
Causalidade	F-statistic	Direção
PIB <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	22,69***	<b>Positiva</b>
Selic <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	1,08	Nenhuma
M1 <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	1,39	Nenhuma
Selic <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	0,74	Nenhuma
M1 <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	10,00***	<b>Positiva</b>
PIB <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	–	–
Modelo 2		
Causalidade	F-statistic	Direção
PIB <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	16,14***	<b>Positiva</b>
Selic <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	0,79	Nenhuma

Câmbio <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	0,03	Nenhuma
M1 <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	–	–
Selic <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	–	–
Câmbio <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	19,22***	<b>Negativa</b>
M1 <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	–	–
PIB <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	–	–
Câmbio <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	–	–
M1 <sub>t</sub> → Câmbio <sub>t</sub>	–	–
PIB <sub>t</sub> → Câmbio <sub>t</sub>	–	–
Selic <sub>t</sub> → Câmbio <sub>t</sub>	–	–

Fonte: Elaboração própria.

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam rejeição da hipótese nula de não causalidade a, respectivamente, 10%, 5% e 1% de níveis de significância.

Não é possível testar causalidade de curto prazo para o modelo 3.

A direção da causalidade é dada pela soma dos parâmetros  $\theta_{ij}$  estimados.

– indica que o teste de exogeneidade forte já rejeitou causalidade.

A Tabela 4 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo. Para o modelo padrão 1 vemos que o PIB afeta no curto prazo M1 e essa causalidade é positiva. Também existe uma causalidade de M1 no Selic no sentido positivo. Não há causalidade da Selic em M1. Essas análises foram feitas ao nível de 5% de significância. No modelo 2 também encontramos causalidade de curto prazo do PIB em M1 no sentido positivo e do câmbio no PIB com sinal negativo.

Tabela 5. Estatística  $\chi^2$  do teste de razão verossimilhança (LR), estatística t do termo de correção de erro (ECT) e direção da causalidade de longo prazo.

Modelo 1			
Causalidade	LR	ECT	Direção
PIB <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	26,95***	-8,98***	<b>Positiva</b>
Selic <sub>t</sub> → M1 <sub>t</sub>	14,35***	-8,98***	<b>Negativa</b>
M1 <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	56,75***	2,72***	<b>Negativa</b>
Selic <sub>t</sub> → PIB <sub>t</sub>	14,35***	2,72***	<b>Positiva</b>
M1 <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	56,75***	1,02	–
PIB <sub>t</sub> → Selic <sub>t</sub>	–	–	–

Modelo 2			
Causalidade	LR	ECT	Direção
$PIB_t \rightarrow M1_t$	0,17	-4,42***	Nenhuma
$Selic_t \rightarrow M1_t$	11,75***	-4,42***	<b>Negativa</b>
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow M1_t$	4,63**	-4,42***	<b>Negativa</b>
$M1_t \rightarrow PIB_t$	–	–	–
$Selic_t \rightarrow PIB_t$	–	–	–
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow PIB_t$	4,63**	-0,71	Nenhuma
$M1_t \rightarrow Selic_t$	–	–	–
$PIB_t \rightarrow Selic_t$	–	–	–
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow Selic_t$	–	–	–
$M1_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	–	–	–
$PIB_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	–	–	–
$Selic_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	–	–	–

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam rejeição da hipótese nula do teste a, respectivamente, 10%, 5% e 1% de níveis de significância. A direção da causalidade é dada pelos coeficientes  $\alpha_{ij}\beta_{ij}$  estimados. (–) indica que o teste de exogeneidade forte já rejeitou causalidade.

As Tabelas 5 e 6 apresentam os resultados do teste de longo prazo. Vemos que no modelo padrão 1 há uma causalidade positiva do PIB no M1, e uma causalidade negativa da Selic no M1. Vemos que o M1 tem um impacto no PIB no sentido negativo e a Selic no PIB no sentido positivo.

**Tabela 6.** Estatística  $\chi^2$  do teste de razão verossimilhança (LR), estatística t do termo de correção de erro (ECT) e direção da causalidade de longo prazo.

Modelo 3			
Causalidade	LR	ECT	Direção
$PIB_t \rightarrow M1_t$	7,10***	-4,69***	<b>Positiva</b>
$Selic_t \rightarrow M1_t$	19,83***	-4,69***	<b>Negativa</b>
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow M1_t$	17,87***	-4,69***	<b>Negativa</b>
$Consumo_t \rightarrow M1_t$	5,96**	-4,69***	<b>Negativa</b>
$Investimento_t \rightarrow M1_t$	13,87***	-4,69***	<b>Negativa</b>

$M1_t \rightarrow PIB_t$	0,16	-3,90***	Nenhuma
$Selic_t \rightarrow PIB_t$	19,83***	-3,90***	<b>Negativa</b>
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow PIB_t$	17,87***	-3,90***	<b>Negativa</b>
$Consumo_t \rightarrow PIB_t$	5,96**	-3,90***	<b>Negativa</b>
$Investimento_t \rightarrow PIB_t$	13,87***	-3,90***	<b>Negativa</b>
$M1_t \rightarrow Selic_t$	0,16	0,42	Nenhuma
$PIB_t \rightarrow Selic_t$	7,10***	0,42	Nenhuma
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow Selic_t$	17,87***	0,42	Nenhuma
$Consumo_t \rightarrow Selic_t$	5,96**	0,42	Nenhuma
$Investimento_t \rightarrow Selic_t$	13,87***	0,42	Nenhuma
$M1_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	0,16	1,41	Nenhuma
$PIB_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	7,10***	1,41	Nenhuma
$Selic_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	19,83***	1,41	Nenhuma
$Consumo_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	5,96**	1,41	Nenhuma
$Investimento_t \rightarrow C\grave{a}mbio_t$	13,87***	1,41	Nenhuma
$M1_t \rightarrow Consumo_t$	0,16	-3,40***	Nenhuma
$PIB_t \rightarrow Consumo_t$	7,10***	-3,40***	<b>Positiva</b>
$Selic_t \rightarrow Consumo_t$	19,83***	-3,40***	<b>Negativa</b>
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow Consumo_t$	17,87***	-3,40***	<b>Negativa</b>
$Investimento_t \rightarrow Consumo_t$	13,87***	-3,40***	<b>Negativa</b>
$M1_t \rightarrow Investimento_t$	0,16	-5,15***	Nenhuma
$PIB_t \rightarrow Investimento_t$	7,10***	-5,15***	<b>Positiva</b>
$Selic_t \rightarrow Investimento_t$	19,83***	-5,15***	<b>Negativa</b>
$C\grave{a}mbio_t \rightarrow Investimento_t$	17,87***	-5,15***	<b>Negativa</b>
$Consumo_t \rightarrow Investimento_t$	5,96**	-5,15***	<b>Negativa</b>

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam rejeição da hipótese nula do teste a, respectivamente, 10%, 5% e 1% de níveis de significância. A direção da causalidade é dada pelos coeficientes  $\alpha_{ij}\beta_{ij}$  estimados. (–) indica que o teste de exogeneidade forte já rejeitou causalidade.

No modelo 2 há uma causalidade apenas da Selic em M1 e do Câmbio no M1 ambos na direção negativa. Finalmente no modelo 3, há uma causalidade positiva



do PIB no M1 e da Selic, Câmbio, Consumo e Investimento em M1 afetam no longo prazo de forma negativa.

## **5. Conclusão**

Este estudo tem como objetivo verificar as implicações dos fatores que determinam o modelo de demanda de moeda para o Brasil. Por meio de testes verificamos as relações de causalidade entre as variáveis, demanda M1, Selic. Consideramos também a análise de estabilidade do modelo considerando as variáveis Câmbio, Consumo e Investimento.

De maneira geral, observamos que há evidências de causalidade da variável PIB e Selic na demanda de moeda M1. Os resultados se mantêm quando acrescentamos no modelo as variáveis Câmbio, Consumo e Investimento.

No curto prazo vemos que o PIB afeta M1 e essa causalidade é positiva. Esse resultado está de acordo com a teoria. Na análise de causalidade de longo prazo vemos que há uma causalidade positiva do PIB no M1, e uma causalidade negativa da Selic no M1. A estabilidade apenas corrobora o resultado da Selic afetar M1 de forma negativa.

Estes resultados contribuem para discussões dos impactos das variáveis no modelo de oferta de moeda para o Brasil.

## 6. Referências Bibliográficas

ARANGO, S. And M.I. Nadiri, 1981, Demand for Money in open economies, Journal of Monetary Economics 7, 69-83.

BLANCHARD, O. Macroeconomia. 7.ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2017

BUSCARIOLLI, B.; EMERICK, J. Econometria com Eviews 1.ed. São Paulo: Saint Paul Editora, 2011

GOLDFELD, S.M., 1976, The case of the missing Money, Brooking Papers on Economic Activity 3, 683-730.

JOHANSEN, S. And K. JOSELIUS, 1990 Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.

LOPES, L.M; VASCONCELLOS, M.A. Manual de Macroeconomia. 3.ed. São Paulo: Editora Atlas S.A., 2010

LUTKENPOHL, H. Introduction to multiple time series analysis. Berlin: Springer, 1991.

MANKIW, N.G. Macroeconomia. 6.ed. Rio de Janeiro: LT, 2008.

OSKOOEE, M.B; SHANSIGH, G. The demand for money in Japan: Evidence from Cointegration analysis, 1994.

PESARAN, H.M. and B. PESARAN, 1991, Microfit 3.0, An interactive econometric package, user manual (Oxford University Press, Oxford).

SICHEI, M.M; KAMAU, A. Demand for Money: Implications for the Conduct of Monetary Policy in Kenia, 2012.